

# **IPES** Texto para Discussão

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

## Investigação da mobilidade de capitais a partir da paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis

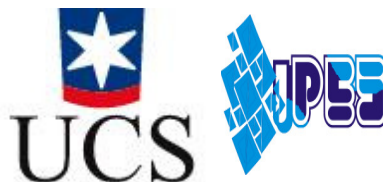
**Soraia Santos da Silva – IPES/UCS**

**Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS**

**Ronald Otto Hillbrecht – PPGE/UFRGS**

Agosto de 2007

Texto nº 027



UNIVERSIDADE DE CAXIAS DO SUL  
CENTRO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS, ECONÔMICAS E ADMINISTRATIVAS

**UNIVERSIDADE DE CAXIAS DO SUL**

**REITOR**

Isidoro Zorzi

**VICE-REITORA E PRÓ-REITORA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA**

José Carlos Avino

**CENTRO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS, ECONÔMICAS E ADMINISTRATIVAS**

Nelson Vinícius Lopes Branchi

**INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS E SOCIAIS**

Paulo Casara

**COMISSÃO DE PUBLICAÇÕES**

Divanildo Triches

Wilson Luis Caldart

**PROFESSORES PESQUISADORES**

Divanildo Triches

Soraia Santos da Silva

Wilson Luís Caldart

**AUXILIAR ADMINISTRATIVO**

Renata Elisa Simon

**AUXILIARES DE PESQUISA**

Elaine Ribeiro

Priscila Bertoni

Rosa Ferreira

Sandra Nilce Pereira

**TEXTO PARA DISCUSSÃO**

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais e do Centro de Ciências Contábeis, Econômicas e Administrativas da Universidade de Caxias do Sul, para divulgar, em versão preliminar, a produção científica e acadêmica de professores, alunos e, também, trabalhos apresentados em seminários e estudos feitos por pesquisadores e convidados de outras instituições.

O artigo a seguir pode ser encontrado em formato PDF no *site* do IPES no endereço:

<http://hermes.ucs.br/ccea/ipes/Textosparadiscussao.html>

**ENDEREÇO PARA CORRESPONDÊNCIA**

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

Centro de Ciências Contábeis, Econômicas e Administrativas

Universidade de Caxias do Sul

Rua Francisco Getúlio Vargas, 1120 – 95070-560 Caxias do Sul-RS

ou: Caixa Postal 1352 – CEP 95201-972, Bloco J – Sala 401

Telefone/ Fax (54) 218 21 00, ramal 2243

[www.ucs.br/ccea/ipes](http://www.ucs.br/ccea/ipes)

## Investigação da mobilidade de capitais a partir da paridade coberta juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis

Versão 31/07/2007

Soraia Santos da Silva<sup>\*</sup>  
Divanildo Triches<sup>\*\*</sup>  
Ronald Otto Hillbrecht<sup>\*\*\*</sup>

*Title: Research of capital mobility from interest covered parity using fixed and variable parameters models*

### Resumo

Este artigo tem como objetivo investigar e estimar o grau de integração financeira do Brasil com os mercados de capitais internacionais no período entre 1990 a 2004. O conceito de integração financeira fraca é adotado por meio da relação da paridade coberta de juros (PCJ). Essa condição de não-arbitragem é estimada, analisando comparativamente os resultados dos modelos de parâmetros fixos e parâmetros variáveis no tempo. A abordagem de parâmetros fixos foi realizada aplicando a metodologia de cointegração e de mecanismo de correção de erros ou mínimos quadrados ordinários. A análise da instabilidade nos parâmetros da PCJ é tratada por meio do filtro de Kalman a qual visa identificar trajetória do grau de mobilidade ao longo do tempo. Os resultados indicaram que existe um grau de integração financeira intermediário no sentido fraco. 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. A aplicação do filtro de Kalman na equação da PCJ mostrou evidências de variação nos parâmetros, com 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.

**Palavras-chave:** Integração financeira, condição de paridade de juros coberta, cointegração, quebra estrutural e Filtro de Kalman.

### Abstract

This paper 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 fixed parameters approach was carried

---

\*Doutora em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professora e pesquisadora no Instituto de Pesquisa Econômica e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (IPES/UCS) *E.mail:* [soraia.santos@ufrgs.br](mailto:soraia.santos@ufrgs.br)

\*\*Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professor e pesquisador no Instituto de Pesquisa Econômicas e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (IPES/UCS) e no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/UNISINOS. *E.mails.:* [dtriches@ucs.br](mailto:dtriches@ucs.br) e [divanildot@unisinos.br](mailto:divanildot@unisinos.br)

\*\*\*PhD. Em economia pela Universidade de Illinois e Professor do PPGE na Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). *E.mail:* [otthill@ufrgs.br](mailto:otthill@ufrgs.br).

through applying the methodology least ordinary squared and error-correction mechanism and cointegração. The analysis of the instability in the parameters of the PCJ is treated by the Kalman filter which aims at to identify trajectory of the degree of capital mobility during the time. 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 use of the Kalman filter in the equations of the CPI and the UPI showed evidence of varying in the parameters. Theses 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.

**Key words:** Financial integration, parity of covered interest rate condition, cointegration, structural breaks, Kalman filter

JEL Classification: C32,F30, F32, F 36

## 1 Introdução

Vários países latino-americanos deram início a um processo de abertura da conta de capital do balanço de pagamento, partir do final da década de oitenta. No entanto, não existe na literatura um consenso sobre o grau de mobilidade de capital que estaria prevalecendo algumas economias nos anos recentes. Essa questão da mobilidade também é pouco precisa nos países industrializados, pois os resultados empíricos apontam para um baixo grau de mobilidade de capital<sup>1</sup>.

A economia brasileira vivenciou a retomada de ingressos de capitais privados estrangeiros, principalmente, a partir do início da década de noventa. Alguns trabalhos identificaram a redução da taxa de juros internacional, o aquecimento do mercado financeiro internacional, a renegociação da dívida externa, a política monetária e a estabilização da economia brasileira como os principais fatores explicativos da entrada substancial de capital no país<sup>2</sup>. Porém, o governo brasileiro também implementou políticas voltadas a liberalização das transações referentes à conta de capital do balanço de pagamentos durante todo o período, de forma a ampliar transações financeiras entre o Brasil e o resto do mundo. O período de referência do início 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.

---

<sup>1</sup> Algumas investigações empíricas sobre mobilidade de capitais para países desenvolvidos e em desenvolvimento podem ser encontradas em Engle (1995), Frankel (1989), Frankel (1992), Frankel e MacArthur (1988), Froot e Frankel (1989), Froot e Thaler (1990), Marston (1995), Montiel (1994), Flood e Rose (2002) e Obstfeld (1986).

<sup>2</sup> Há uma literatura extensa que trata sobre reingresso de capitais externos em economias de mercado emergente, por exemplo, os trabalhos de Calvo et al (1996), Edwards (2000), Fernandez-Arias (1994) e Fernandez-Arias e Montiel (1994), Fry et al. (1995), Hauschild (1996), Mori e Muinhos (2005) *inter alia*. Para o Brasil, podem-se citar os trabalhos de Carneiro (1997), Carneiro e Garcia (1993), Garcia (1994), Garcia e Barcinski (1996), e Miguel (2001).

O fato é que não existe uma forma única de definir e medir a extensão da abertura financeira de uma economia<sup>3</sup>. Há uma variedade de aplicações conceituais - cada uma com suas limitações - e métodos de estimação direta ou indiretamente do grau de integração financeira. Porém, a literatura teórica e empírica tem utilizado com mais frequência às condições de paridade de juros porque estão mais associadas à convergência entre os retornos de ativos interno e externo e, portanto, mais relacionadas à idéia de mobilidade de capital.

Desse modo, a hipótese da manutenção das condições de paridade tem motivado várias tentativas de estimação e de investigação do grau de mobilidade. Os resultados, em geral, têm mostrado implicações relevantes quanto ao comportamento das condições de não-arbitragem de juros. Uma primeira implicação é que as condições de não-arbitragem devem ser bastante sensíveis à mudança de regime de política e a um choque exógeno. Segundo Frenkel e Levich (1977), a classificação dos períodos de análise da paridade coberta de juros é uma questão relevante. Assim, períodos que apresentem mudanças no regime cambial ou uma turbulência no mercado de câmbio e financeiro têm reflexo direto sobre comportamentos nas condições de não-arbitragem.

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. Além disso, várias mudanças na legislação de capitais estrangeiros ocorreram durante o período amostral de forma que as empresas e os indivíduos estão sempre revendo seus comportamentos, gerando possivelmente instabilidade nos parâmetros do modelo econométrico. Assim sendo, objetivo deste artigo é investigar o grau de mobilidade de capital do mercado financeiro brasileiro entre 1990 e meados de 2004 com o emprego de modelos de parâmetros fixos e de parâmetros variantes no tempo. Para tanto, o texto está organizado, além dessa introdução, como segue. A seção 2 descreve resumidamente as condições de não-arbitragens nos mercados financeiros. O item 3 trata da metodologia utilizada na análise da paridade coberta de juros. A descrição e análise dos resultados encontram-se na seção 4. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais e as conclusões.

## 2 As condições de não arbitragens nos mercados financeiros

As duas principais formas da hipótese de paridade de juros são a paridade descoberta de juros (PDJ) e a paridade coberta de juros (PCJ). Considere que  $s_t$ ,  $f_{t,t+k}$ ,  $E_t s_{t,t+k}$ ,  $i_{t,k}$  e  $i_{t,k}^*$  são os respectivos logaritmos da taxa de câmbio à vista, da taxa de câmbio futura, do valor esperado da taxa de câmbio à vista em  $t+1$ , da taxa de juros nominal doméstica e da taxa de juros nominal internacional. As equações das paridades de juros cobertos e descobertos podem ser expressas pelas equações (1) e (2):

$$f_{t,t+k} - s_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (1)$$

$$E_t s_{t,t+k} - s_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (2)$$

Em termos da equação (1), a PCJ mostra que o diferencial entre a taxa de câmbio futura e a taxa de câmbio à vista - o prêmio ou desconto *forward* ou futuro - será igual ao

<sup>3</sup> 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.

diferencial de juros dos ativos denominados em moeda domésticas e externas. Já a definição de PDJ, segundo a equação (2), implica que os diferenciais de juros deveriam ser previsores não-viesados das mudanças esperadas na taxa de câmbio à vista. 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. As condições de não-arbitragem vigoram sob a hipótese de integração perfeita dos mercados financeiros.

A literatura empírica mostra, no entanto, dificuldades de encontrar a manutenção da PDJ por depender de suposições mais robustas. Assumindo neutralidade ao risco, é necessário observar as seguintes implicações para que a PDJ vigore: (i) a taxa de câmbio futura será um estimador não-viesado da taxa de câmbio à vista esperada em  $t$  para  $t+k$ ,  $E_t s_{t,t+k} = f_{t,t+k}$ , ou seja, a hipótese eficiência do mercado de câmbio 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,  $s_{t+k} = E_t s_{t,t+k} + u_{t,t+k}$ , isto é, a hipótese de expectativas racionais. Alguns estudos têm demonstrado que os diferenciais de juros explicam uma pequena proporção das mudanças nas taxas de câmbio, bem como, muitas vezes, prevê mal a direção verdadeira dessas mudanças<sup>4</sup>.

No que diz respeito à mobilidade de capital, a condição de paridade de juros coberta é um conceito fraco de integração financeira, pois não requer restrições fortes. Na arbitragem coberta, os investidores se protegem ou realizam *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 arbitragens teriam duração curta à medida que os agentes auferem ganhos extras existentes no mercado financeiro. Logo, o diferencial coberto de juros (DCJ), em logaritmo, é expresso pela equação (3):

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

onde o DCJ deveria, em média, ser igual a zero, caso contrário, expressaria a existência de um prêmio de risco. Segundo Frankel (1992), o DCJ captura 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 manutenção da PDJ, por sua vez, implica que os ativos denominados em moeda doméstica e externa são substitutos perfeitos. Conseqüentemente, o diferencial descoberto de juros (DDJ) deveria ser, em média, igual a zero e os desvios deveriam ter um período curto. Assim o diferencial descoberto de juros é definido pela expressão (4):

$$i_t - i_t^* - (E_t s_{t,t+k} - s_t) = [i_t - i_t^* - (f_{t,t+k} - s_t)] + [(f_{t,t+k} - s_t) - (E_t s_{t,t+k} - s_t)] \quad (4)$$

<sup>4</sup> Uma referência para esses resultados pode ser encontrada em Engle (1995), Eichenbaum e Evans (1995), Fama (1984), Froot e Thaler (1990), Hodrick e Hansen (1980), Lewis (1995), McCallum (1994), Obstfeld e Rogoff (1996), Roubini e Backus (2001). Wash (1998), Para o caso brasileiro, Garcia (1997) e Garcia e Olivares (2001) investigam a PDJ a partir das suas implicações fundamentais.

onde o primeiro termo é o diferencial coberto de juros e o segundo termo é composto pelo prêmio de risco cambial. A paridade descoberta de juros é, portanto, 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 e a inexistência de um prêmio de risco cambial<sup>5</sup>.

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). O diferencial de juros reais *ex ante* (DJR) é uma medida mais restrita de integração financeira, pois ela depende tanto da integração nos mercados financeiro como da integração nos mercados de bens. Dessa forma, o diferencial de juros reais *ex ante* pode ser expresso pela equação (5):

$$r_t - r_t^* = [i_t - i_t^* - (f_{t,t+k} - s_t)] + [(f_{t,t+k} - s_t) - (E_t s_{t+1} - s_t)] + [(E_t s_{t+1} - s_t) - \pi_t^e + \pi_t^{*e}] \quad (5)$$

onde a equação (5) descreve o diferencial de juros reais esperados em termos dos componentes: a) prêmio de risco país; b) prêmio de risco moeda e c) desvio da paridade de poder de compra relativa (PPCR) ou depreciação cambial real esperada. 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. A condição PJR é uma condição mais forte, pois para que ela vigore é necessário que tanto o DCJ ou o prêmio de risco país seja igual a zero, bem como o prêmio de risco moeda e a depreciação real esperada sejam iguais a zero. Portanto, existe um forte indício de integração perfeita entre os mercados financeiros domésticos e externos, se a paridade de juros reais *ex ante* vigorar<sup>6</sup>.

### 3 Aspectos metodológicos

Inicialmente, investiga-se o grau de integração entre os mercados financeiros brasileiro e o internacional por meio das séries de desvios construídas a partir da paridade coberta juros. Em seguida, realizam-se as estimações da equação de paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis no tempo. Desse modo, com a finalidade de avaliar a hipótese de integração financeira do Brasil, estima-se a equação (6):

$$(f_t - s_t) = \varphi_0 + \varphi_1(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde  $\varepsilon_t$  é o choque puramente aleatório com média igual a zero e variância constante. Para a condição de paridade coberta de juros ser satisfeita, o coeficiente estimado de  $\varphi_0$  deveria ser igual a zero e  $\varphi_1$  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

<sup>5</sup> Sob a condição de PDJ, há uma incerteza cambial sobre os retornos dos ativos. Como observado anteriormente, os desvios da PDJ dependem das suposições de eficiência do mercado de câmbio, da aversão ao risco e dos erros de previsão sistemáticos.

<sup>6</sup> Frankel (1992), Frankel e MacArthur (1988), Frenkel e Levich (1977), Montiel (1994), Obstfeld (1986) são referências para a discussão sobre a validade das condições de paridade de juros.

a existência de barreiras ao livre fluxo de capitais estrangeiros entre as fronteiras nacionais. Quanto mais próximo da unidade for o coeficiente  $\varphi_1$ , 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.

Algumas especificações da PCJ foram construídas a partir de combinações de duas taxa de juros interna e de duas taxas de juros externas para o período entre abril de 1990 e março de 2004. As taxas de juros internas utilizadas foram a 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<sup>7</sup>, e a taxa de juros Selic de 30 dias. A taxa de juros externa foi composta pela taxa de juros interbancária de curto prazo LIBOR de depósitos em dólares e pela taxa de juros de Notas do Tesouro Americano (*Treasury Bill Rate*), ambas de prazo de um mês. 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.

O procedimento inicial parte do teste da ordem de integração de cada uma das séries a serem usadas. Os testes de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller Ampliado (ADF) e Phillips e Perron (PP) serão realizados nas três versões possíveis: sem constante; com constante e com constante e tendência. Os resultados dos testes de PP somente serão apresentados quando diferirem dos testes DF e ADF.

Identificando a estacionaridade das séries, as regressões serão realizadas por mínimos quadrados ordinários (MQO). Caso as séries sejam não-estacionárias ou I(1), segue-se o método de cointegração de Engle e Granger e Johansen. O método de Engle e Granger consiste em dois estágios. No primeiro, estima-se uma regressão sem relações dinâmicas para as variáveis em níveis, obtendo as relações de longo prazo entre as variáveis. O resíduo defasado da primeira equação é utilizado como um mecanismo de correção de erro (MCE). No segundo estágio, estima-se o MCE e as relações de dinâmica de curto prazo das variáveis em diferenças<sup>8</sup>. A dinâmica de curto prazo foi definida partindo-se de defasagens de ordem 12 até encontrar um modelo mais resumido, partimos de um enfoque geral para um modelo particular<sup>9</sup>.

<sup>7</sup> 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 (2000) 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.

<sup>8</sup> Enders (1995) e Harris (1995) descrevem com mais detalhamento o procedimento de cointegração segundo Engle e Granger.

<sup>9</sup> As estimações foram efetuadas usando os programas Eviews 4.0, Microfit 4.0., Rats e Stamp.



A análise de cointegração da PCJ é composta por apenas duas variáveis, conforme expressa a equação (6). Embora não se incorra no problema de vetores multicointegrados, a PCJ também foi estimada com o método de cointegração de Johansen. Entretanto, a investigação da mobilidade de capital no Brasil será focalizada no método de Engle e Granger, pois para verificar a evolução ao longo do tempo dos parâmetros de interesse, é necessário estimar a mesma estrutura de longo prazo da paridade de juros com parâmetros variáveis no tempo.

As estimações com o Filtro de Kalman permitem verificar mudanças na política de abertura do mercado financeiro ou outros choques domésticos e internacionais influenciaram a estabilidade dos coeficientes<sup>10</sup>. As estimações com o Filtro de Kalman possibilitam a observação da trajetória do parâmetro que reflete o grau de abertura da conta de capital nos anos de 1990 a 2004.

#### **4 Investigação da paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis**

O comportamento das séries de desvios da PCJ para o Brasil entre 1990 e 2004 está reportado na tabela 1. Os diferenciais de juros foram obtidos por meio de uma combinação das taxas de juros domésticas, DI de um dia e Selic, com as taxas de juros externas, T-Bill e Libor. Os DCJ são apresentados com os subscritos, indicando as taxas de juros interna e externa utilizadas na construção das variáveis. Observou-se que os desvios da paridade de juros coberta foram positivos, em média, entre abr./1990 e jun./1994. Nesse período, tanto a magnitude como a variabilidade dos desvios foram extremamente elevados, quando se compara com o período de ago./94 a dez./98. Verificou-se também uma tendência crescente nos desvios da paridade coberta entre abril de 1990 a junho de 1994.

O comportamento do DCJ parece ter sido fortemente influenciado pelos componentes da taxa de juros doméstica e do 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

---

<sup>10</sup> 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 (1993b) coloca a superioridade do filtro de Kalman no tratamento de modelos de parâmetros variáveis.

Tabela 1: Comportamento do PDJ e da PCJ e a decomposição do DJR no Brasil ao longo do período de abr/1990 a mar/2004 (%)

	$DCJ_{11}$	$DCJ_{12}$	$DCJ_{21}$	$DCJ_{22}$		$DCJ_{11}$	$DCJ_{12}$	$DCJ_{21}$	$DCJ_{22}$
<b>4/90-12/98</b>					<b>1/90-12/91</b>				
Média	5,835	5,797	5,575	5,613	Média	6,748	6,694	5,323	5,376
DP	7,092	7,099	7,089	7,081	DP	4,963	4,951	4,671	4,678
<b>1/90-6/94</b>					<b>1/92-6/94</b>				
Média	11,804	11,772	11,243	11,275	Média	15,343	15,326	15,387	15,404
DP	6,077	6,086	6,572	6,560	DP	3,900	3,902	4,034	4,032
<b>8/94-12/98:</b>					<b>8/94-12/94</b>				
Média	1,063	1,021	1,071	1,029	Média	-0,642	-0,661	-0,685	-0,665
DP	1,067	1,063	1,060	1,056	DP	1,094	1,096	1,081	1,079
<b>3/99-3/04:</b>					<b>1/95-5/95</b>				
Média	0,716	0,685	0,726	0,695	Média	1,836	1,809	1,763	1,790
DP	3,077	3,080	3,074	3,077	DP	2,584	2,580	2,525	2,529
<b>1/99-12/99</b>					<b>6/95-8/97</b>				
Média	1,945	1,898	1,929	1,976	Média	1,246	1,207	1,225	1,264
DP	7,98	7,982	7,975	7,979	DP	0,488	0,487	0,495	0,496
<b>1-6/99</b>					<b>9/97-3/98</b>				
Média	3,570	3,528	3,568	3,611	Média	1,017	0,966	0,987	1,038
DP	11,339	11,329	11,315	11,325	DP	0,357	0,355	0,368	0,370
<b>3-6/99</b>					<b>4/98-8/98</b>				
Média	-2,188	-2,226	-2,137	-2,175	Média	0,709	0,650	0,658	0,717
DP	3,945	3,945	3,951	3,951	DP	0,220	0,222	0,226	0,224
<b>7-12/99</b>					<b>9/98-12/98</b>				
Média	0,320	0,268	0,289	0,341	Média	1,519	1,439	1,459	1,539
DP	2,319	2,332	2,334	2,320	DP	0,410	0,400	0,382	0,392
<b>1/00-4/02</b>									
Média	0,665	0,629	0,635	0,670					
DP	2,106	2,107	2,107	2,106					
<b>5/02-10/02</b>									
Média	6,322	6,303	6,310	6,329					
DP	3,155	3,158	3,157	3,153					
<b>11/02-3/04</b>									
Média	-0,357	-0,375	-0,370	-0,351					
DP	2,262	2,260	2,260	2,262					

Nota: DP é o desvio-padrão dos desvios da PCJ.

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. O risco país pode ser reflexo da permanência de controles, sobretudo, na entrada de capitais ou de um risco futuro de novos controles tendo em vista a história passada de tratamento diferenciado dos investimentos estrangeiros.

Um fato interessante é o comportamento do mercado de contratos futuros de dólar americano logo após a implementação do Plano Real. 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. Esse comportamento pode ser devido a um processo de aprendizagem à nova política econômica, pois houve mudança na forma de operação da política cambial entre out./94 e mai./95.

Foi comum observar a taxa futura de dólar acima da taxa de câmbio à vista no tempo  $t$  em todo o período analisado. Isso estaria indicando a presença de um prêmio e não de um “desconto” futuro na relação de paridade coberta de juros. Exceto entre janeiro e fevereiro de 1999, quando se observou um elevado “desconto” futuro elevado.

Da segunda metade de 1999 a março de 2001, as taxas de juros internas apresentaram uma redução significativa. Isso pôde ser devido a uma melhoria das condições internacionais as quais se repercutiram internamente. Dessa forma, observou-se um nível médio extremamente menor e mais próximo de zero no DCJ nos períodos entre jul. e dez. de 1999 e entre 2000:01 e 2002:04.

O DCJ mostrou uma elevação entre maio e outubro de 2002 relativo ao período anterior. 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 DCJ foi em média negativo e próximo de zero no período 2002:11 e 2004:03.

Não foi possível encontrar evidências empíricas em favor da manutenção das condições de não-arbitragens através das séries construídas dos desvios da PCJ na economia brasileira entre abril de 1990 a março de 2004. O DCJ mostrou-se positivo durante todo o período analisado, ou seja, apesar das iniciativas em direção a liberalização do mercado financeiro doméstico, o ingresso de capitais estrangeiros no Brasil pode ter se realizado com um custo elevado refletindo um prêmio de risco país. Também, os desvios médios mostraram-se bastante sensíveis às mudanças nas políticas monetárias e cambiais e às alterações no ambiente econômico interno e externo. Com a redução dos desvios da PCJ, as evidências sugerem que a economia brasileira tem se tornado ao longo do tempo mais integrada com o mercado financeiro internacional. Isto é, podem estar indicando que a abertura da economia brasileira está em um processo contínuo e crescente.

#### **4.1 Modelo com parâmetros fixos da PCJ**

As regressões com parâmetros fixos excluíram o período de mar/99 a mar/04 de forma a não misturar períodos com regimes de taxa de câmbio fixa e de taxa de câmbio flutuante. Porém, as estimações com modelo de parâmetro variável da PCJ abrangeram o período completo de junho de 1990 a março de 2004. Os resultados dos testes de estacionaridade das séries temporais que compõe a PCJ estão apresentados na tabela 2. Nota-se que 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, bem como do prêmio futuro. Os testes de raiz unitária mostraram, portanto, que todas as séries em primeira diferença são estacionárias. Os testes de PP também mostraram os mesmos resultados<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> Como os resultados dos testes de Phillips e Perron não diferiram substancialmente e por limitações de espaço, optou-se por não mostrá-los em tabelas. Estando esses últimos disponíveis em Silva (2006).

Tabela 2: 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(.)
	$\tau_{\gamma}$	$\tau_{\gamma_c}$	$\tau_{\gamma_{ct}}$		$\tau_{\gamma}$	$\tau_{\gamma_c}$	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
$i_{1t} - i_{1t}^*$	-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)
$f_t - s_t$	-1,4477	-1,7800	-2,6518	5	-1,1020	-1,3635	-2,5923	I(1)
† 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)
$f_t - s_t$	-11,9239*	-11,8709*	-11,8421*	5	-4,7286*	-4,7167*	-4,7465*	I(0)

Nota: Defasagens escolhidas segundo SBC e AIC. \*\*significantes em 5%, \*significantes em 1%.

Os resultados das estimações da relação de longo prazo para a paridade coberta de juros entre junho de 1990 a dezembro de 1998 estão ilustrados na tabela 3. As equações de cointegração 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, conforme especificados no anexo.

As elasticidades de longo prazo para o diferencial de juros foram estatisticamente significantes ao nível de 1% em todos os modelos descritos na tabela 3. O termo constante não foi estatisticamente significativo e a sua exclusão não mostrou diferenças relevantes tanto em termos de magnitude e de significância no coeficiente do diferencial de juros. Os testes de DF, ADF e PP nos resíduos das equações de longo prazo estimadas indicaram que o prêmio futuro e o diferencial de juros cointegram, independente da composição das taxas de juros interna e externa usada nas regressões. Os testes Wald rejeitaram a hipótese nula de que os coeficientes são iguais a unidade, bem como rejeitaram a hipótese nula conjunta de  $H_0 : \phi_0 = 0; \phi_1 = 1$ . Portanto, os resultados indicaram a presença de barreiras à completa integração financeira.

Os resultados dos testes de diagnósticos tiveram um comportamento particularmente semelhante nos quatro modelos. O coeficiente de determinação mostrou-se 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 mostrou indicações de heterocedasticidades condicional auto-regressiva

Tabela 3: Estimativas da PCJ: variável dependente  $(f_t - s_t)$ , jun./1990 a dez./1998

Modelo 11	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
$R^2=0,9440$ DW=1,66	AIC = -7,2535 SC = -7,2024	Q(20)=20,374 (0,435)	LM(1)=2,8948 (0,0888)	LM(4)=3,1144 (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	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
$R^2=0,9442$ DW=1,67	AIC = -7,2566 SC = -7,2055	Q(20)=20,298 (0,439)	LM(1)=2,8246 (0,0928)	LM(4)=3,0370 (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	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
$R^2=0,9414$ DW=1,64	AIC = -7,2074 SC = -7,1562	Q(20)=24,857 (0,207)	LM(1)=3,2679 (0,0706)	LM(4)=6,0446 (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	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
$R^2=0,9415$ DW=1,64	AIC = -7,2086 SC = -7,1575	Q(20)=24,986 (0,202)	LM(1)=3,2558 (0,0711)	LM(4)=6,0457 (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: Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White.

O coeficiente estimado de  $\varphi_1$  por meio da metodologia de Johansen apresentou uma magnitude marginalmente maior ao obtido pelo método de Engle e Granger, conforme a tabela 4. 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. Esses resultados confirmam àqueles obtidos pelo método de Engle e Granger.

As estimações do mecanismo de correção de erro e da dinâmica de curto prazo dos modelos da PCJ entre 1990 e 1998 estão apresentadas na tabela 5. O modelo de correção de erro para a PCJ apresentou uma dinâmica pouco 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 cointegração entre o prêmio futuro e o diferencial de juros.

Tabela 4: Teste de co-integração de Johansen da PCJ: jun./1990 a dez./1998

<i>Modelo 11</i>	<b>Coefficientes de ajustamentos</b>	<b>Vetor de Co-integração Padronizado</b>	<b>Def.</b>	$\lambda_{\max}$	<b>Valor Crítico 1%</b>	<b>Traço</b>	<b>Valor Crítico 1%</b>
$\Delta(f_t - s_t)$	-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>	<b>Coefficientes de ajustamentos</b>	<b>Vetor de Co-integração Padronizado</b>	<b>Def.</b>	$\lambda_{\max}$	<b>Valor Crítico 1%</b>	<b>Traço</b>	<b>Valor Crítico 1%</b>
$\Delta(f_t - s_t)$	-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>	<b>Coefficientes de ajustamentos</b>	<b>Vetor de Co-integração Padronizado</b>	<b>Def.</b>	$\lambda_{\max}$	<b>Valor Crítico 1%</b>	<b>Traço</b>	<b>Valor Crítico 1%</b>
$\Delta(f_t - s_t)$	-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>	<b>Coefficientes de ajustamentos</b>	<b>Vetor de Co-integração Padronizado</b>	<b>Def.</b>	$\lambda_{\max}$	<b>Valor Crítico 1%</b>	<b>Traço</b>	<b>Valor Crítico 1%</b>
$\Delta(f_t - s_t)$	-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

Nota: (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam 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.

A magnitude do coeficiente de realimentação foi em média de -0,78 nos modelos estimados, 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. Já 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.

Tabela 5: Estimativas de  $\Delta(f_t - s_t)$  no período de jun./1990 a dez./1998

<b>Modelo 11</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>Valor de t</b>	<b>Prob.</b>
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)	
<b>Modelo 12</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>Valor de t</b>	<b>Prob.</b>
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)	
<b>Modelo 21</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>Valor de t</b>	<b>Prob.</b>
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)	
<b>Modelo 22</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>Valor de t</b>	<b>Prob.</b>
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: Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White.

As evidências empíricas apontaram a rejeição da hipótese de que o prêmio de risco Brasil demandado pelos investidores internacionais foi igual a zero no período de 1990 a 19998. Conseqüentemente, é possível interpretar os resultados das equações de longo prazo como uma indicação de que a economia brasileira não é completamente aberta financeiramente. Observa-se, porém, um nível de integração intermediário dada pela rejeição de que o coeficiente  $\varphi_1$  é diferente de um e estatisticamente diferente de zero.

## 4.2 Análise de quebra estrutural nos parâmetros a condição de PCJ

Para obter informação sobre a instabilidade nos parâmetros estimados da PCJ, realizaram-se, primeiramente, o teste CUSUM e o teste Chow de quebra estrutural para o período entre jun./90 e dez/98. O teste CUSUM mostrou uma 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. Já, o teste Chow, falhou 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.

Dessa forma, equação (6) foi estimada novamente introduzindo variáveis *dummies* para mudança de nível e para mudança de inclinação. 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. Então, 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.

Manteve-se a metodologia de estimação de Engle e Granger e Johansen para o período de jun./90 a jun./94. A magnitude do coeficiente de longo prazo do diferencial de juros foi marginalmente maior daquela obtida para o período completo. Os valores estimados para  $\varphi_1$  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. A constante tornou-se estatisticamente significativa, indicando possivelmente a presença de um prêmio futuro positivo, embora o diferencial de juros seja igual a zero. 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.

As estimações por MQO no período de out./94 a dez./98 mostraram o valor estimado do coeficiente  $\varphi_1$  bastante influenciado pelo comportamento das variáveis que compõe a PCJ. De acordo com as *dummies* de mudança de nível, esperava-se um coeficiente de magnitude menor para o período referente ao Plano Real. Quando as estimações foram realizadas a partir de julho de 1995, a magnitude do coeficiente estimado de  $\varphi_1$  reduz-se para 0,3273, em média, nos modelos, indicando a repercussão da crise do México no valor obtido anteriormente.

O coeficiente  $\varphi_1$  da PCJ mostrou-se relevante na investigação sobre a integração financeira, porém a investigação sugere a 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. Na próxima seção, apresenta-se os resultados das estimações da PCJ aplicando-se o filtro de Kalman.

### 4.3 Resultados com parâmetros variáveis da PCJ

As estimações com filtro de Kalman foram realizadas na equação (6) com o parâmetro  $\varphi_1$  sendo estimado recursivamente. A princípio, estimou-se por mínimos quadrados recursivos (MQR) a equação (6)<sup>12</sup>. A figura 1 apresenta as estimativas de MQR para o coeficiente do diferencial de juros da PCJ dos quatro modelos estimados na tabela 3. A evolução do coeficiente  $\varphi_1$  mostra uma reversão ao valor de longo prazo, a partir do segundo

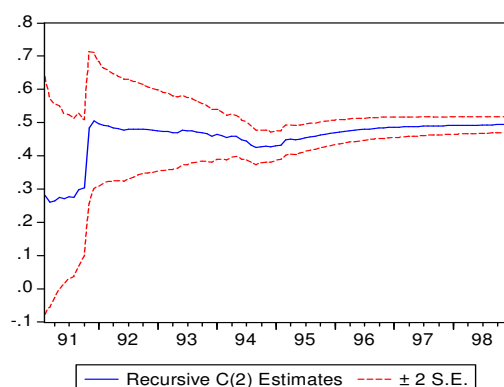
<sup>12</sup> Na estimação por MQR, a equação de estado é assumida ter variância zero e o coeficiente da equação de estado é igual a unidade. Portanto, os parâmetros na estimação por MQR são determinísticos, ou seja, não são tratados como variáveis aleatórias.



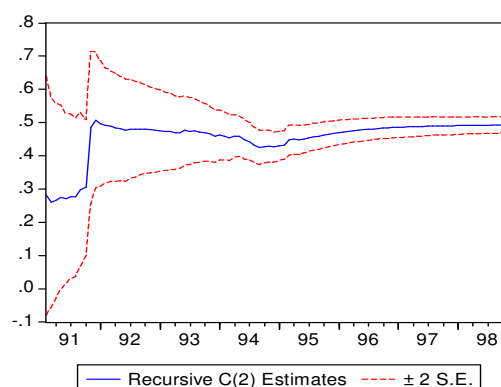
semestre de 1990. Este coeficiente alcança um valor de 0,5 e em seguida tende ao valor de longo prazo. Esse comportamento parece coincidir com o período de referência da liberalização financeira com a introdução do Anexo IV em maio de 1991<sup>13</sup>.

Figura 1: Estimativa por Mínimos Quadrados Recursivo (MQR) de  $\phi_1$  da PCJ, jun./1990 a dez./1998.

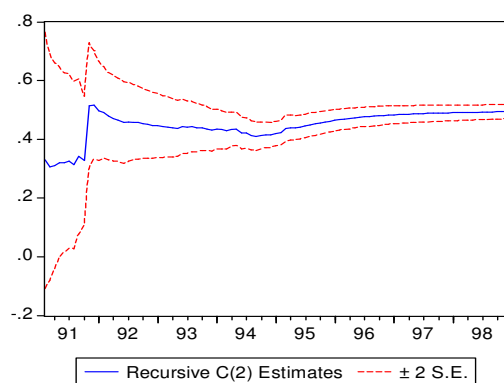
Modelo 11



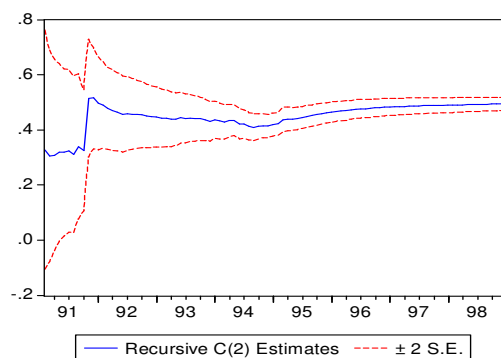
Modelo 12



Modelo 21



Modelo 22



A relação da PCJ manteve uma 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

<sup>13</sup> 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.

média, à medida que a amostra aumenta, ou seja, que mais informações estão sendo usadas nas estimações.

Em geral, as aplicações empíricas do filtro de Kalman definem o vetor de estado como um passeio aleatório, o qual foi também assumido nas estimações realizadas nesse estudo<sup>14</sup>. Os hiperparâmetros da equação de estado mostraram-se estatisticamente significantes, indicando que o coeficiente da equação de estado pode ser considerado variável no tempo. Esse resultado pode ser tomado como uma indicação de não constância na relação de arbitragem coberta.

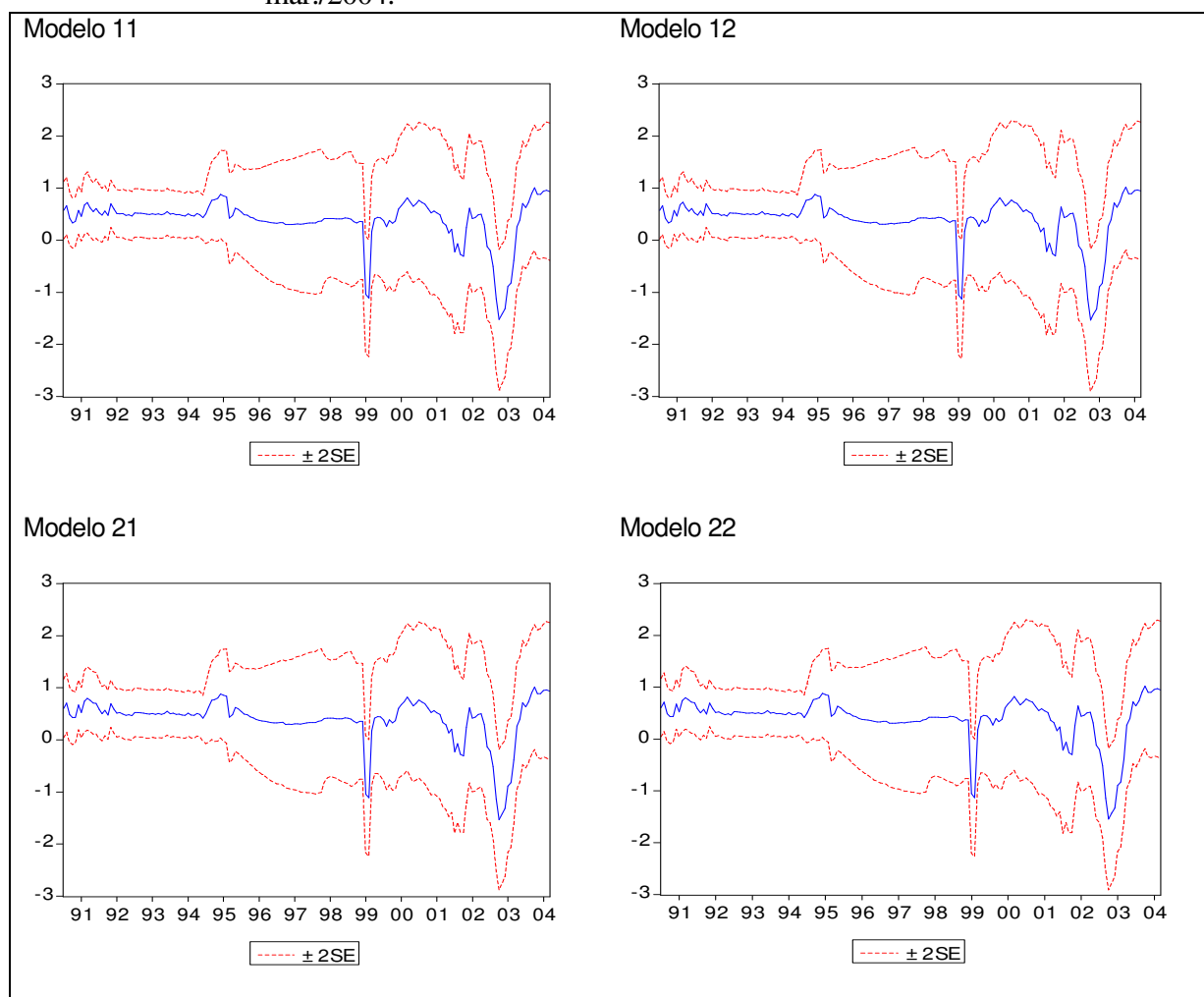
A evolução do coeficiente  $\varphi_1$  da PCJ no período de jun./1990 a mar./2004 é reportada na figura 2. Em geral, verifica-se uma estabilidade no parâmetro em torno do valor de longo prazo nos quatro primeiros anos da década. Algumas mudanças nesse parâmetro foram percebidas nos dois primeiros anos. Além das modificações no tratamento do capital estrangeiro, o comportamento de  $\varphi_1$  pode estar refletindo um aumento na incerteza da economia brasileira<sup>15</sup>.

Na segunda metade da década de noventa, verifica-se uma redução no coeficiente do diferencial de juros, conforme ilustra a figura 2. Isso pode estar indicando 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 possíveis explicações sobre esse comportamento estão relacionadas às 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. Portanto, o modelo de parâmetro fixo parece ser bastante sensível aos fatores acima mencionados ao revelar um valor estimado de  $\varphi_1$  maior que o da primeira metade da década.

<sup>14</sup> 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  $(y_t, x_t)$ . Os hiperparâmetros foram calculados através do método de máxima verossimilhança e depois utilizados nas recursões do filtro.

<sup>15</sup> 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. Mas, a partir de meados de 1993, o governo brasileiro implementou medidas para restringir a entrada de capitais de curto prazo e a redirecionar o influxo para os investimento diretos e de portfólio.

Figura 2: Estimativas suavizadas por Filtro de Kalman de  $\varphi_1$  da PCJ de jun./1990 a mar./2004.



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.

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 crescentes, chegando próximo a unidade, a partir de meados de 2003.

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 nos modelos de parâmetros fixos diferente e bastante influenciado por tais fatores. O coeficiente estimado pelo modelo de MQR tende a um valor médio à medida que a amostra aumenta. 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.

## **5 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.

A economia brasileira tem vivenciado tanto uma tendência de liberalização financeira como um ingresso substancial de capital estrangeiro principalmente com edição do Anexo IV. O capital internacional começou a ingressar no país a partir de 1992, porém após 1995, fluxo de entrada de capitais tornou-se mais expressivo. 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.

A avaliação da integração financeira da economia brasileira a partir das séries de desvios das paridades de juros coberta permitiu concluir que ocorreram avanços importantes na mobilidade de capital, embora ainda exista alguns controles, sobretudo, na entrada. Os desvios das paridades de juros coberta 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.

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 novo ciclo político brasileiro.

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 da PCJ que 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.

No que tange à aplicação do filtro de Kalman nas equações da PCJ, evidências mostraram variações 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. Pôde-se observar a redução no coeficiente estimado da PCJ na segunda metade da década de 90 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.

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.

Por fim, os resultados do modelo de parâmetros variáveis sugerem uma integração financeira intermediária pelo conceito fraco 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 é um componente significativo 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.

#### Referências

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.

CARNEIRO, Dionísio D.. 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.

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

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. New York, NY: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

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.

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.

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.

FAMA, E. Forward and spot exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, v.14, p.319-338, 1984.

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.

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. 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; 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.

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.

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, 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.; 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.

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.

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.

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.

OLANDA, Marcos C.; CAVALCANTE, Mileno T. Mobilidade de capital internacional no Brasil. **Economia Aplicada**, v.5, n.2, p.261-279, 2001.

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.

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.

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.

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.

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.

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

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. 1993a.

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. 1993b.

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.

SILVA, Soraia S. **Integração Financeira e os Fluxos de Capital no Brasil: Uma abordagem das Condições de Não-Arbitragem na Década de Noventa**. 288 f. 2006. Tese (Doutorado em Economia) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre RS

## Anexo

### 1. 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;

### 2. Nomenclaturas

$i_{1t}$  : 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;

$f_t - s_t$  : Prêmio futuro (taxa de câmbio futura menos a taxa de câmbio à vista);

$DCJ_{11}$  : 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;

Modelo 11: variável dependente ( $f_t - s_t$ ) e variável independente ( $i_1 - i_1^*$ )<sub>t</sub> ;

Modelo 12: variável dependente ( $f_t - s_t$ ) e variável independente ( $i_1 - i_2^*$ )<sub>t</sub> ;

Modelo 21: variável dependente ( $f_t - s_t$ ) e variável independente ( $i_2 - i_1^*$ )<sub>t</sub> ;

Modelo 22: variável dependente ( $f_t - s_t$ ) e variável independente ( $i_2 - i_2^*$ )<sub>t</sub> .



## Universidade de Caxias do Sul

### Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 001 – nov/2003** – Uma análise da economia política e das atitudes dos grupos de interesse no Mercosul  
**Divanildo Triches – IPES/UCS**
- 002 - dez/2003** – Análise dos impactos da Universidade de Caxias do Sul sobre as economias local e regional, decorrentes dos gastos acadêmicos dos estudantes: 1990 a 2002  
**Divanildo Triches, Geraldo Fedrizzi, Wilson Luís Caldart – IPES/UCS**
- 003 - jan/2004** – Agropolo da Serra gaúcha: uma alternativa de desenvolvimento regional a partir da inovação e difusão tecnológica  
**Divanildo Triches – IPES/UCS**
- 004 - fev/2004** – A análise dos regimes de taxa de câmbio para o Mercosul, baseada no bem-estar  
**Divanildo Triches – IPES/UCS**
- 005 - mar/2004** – Análise e identificação da cadeia produtiva da uva e do vinho da Região da Serra gaúcha  
**Divanildo Triches, Renildes Fortunato Siman, Wilson Luís Caldart – IPES/UCS**
- 006 – abr/2004** – Competitividade sistêmica das micro, pequenas e médias empresas da cadeia produtiva de autopeças da Região Nordeste do Estado do Rio Grande do Sul e desenvolvimento regional  
**Renato Pedro Mugnol – DEAD/UCS**
- 007 – maio/2004** – Análise comparativa dos indicadores que medem a inflação na economia brasileira  
**Divanildo Triches, Aline Vanessa da Rosa Furlaneto – DECE/IPES/UCS**
- 008 – jun/2004** – Apontamentos para o estudo da pecuária familiar na metade sul do Rio Grande do Sul  
**Adelar Fochezatto, Divanildo Triches, Ronaldo Herrlein Jr., Valter José Stülp – FACE/PUCRS**
- 009 – jul/2004** – A ciência econômica diante da problemática ambiental  
**Jefferson Marçal da Rocha – DECE/UCS**
- 010 – ago/2004** – Déficit público e taxa de inflação: testes de raiz unitária e causalidade para o Brasil – 1991-1999  
**Divanildo Triches – IPES/UCS – Igor Alexandre C. de Moraes – FIERGS**
- 011 – set/2004** – A cadeia produtiva da carne de frango da região da Serra gaúcha: uma análise da estrutura de produção e mercado  
**Divanildo Triches, Wilson Luís Caldart, Renildes Fortunato Siman, Jaqueson K. Galimberti e Aline V. R. Furlaneto – IPES/UCS**
- 012 – nov/2004** – Análise da cultura do kiwi e seu papel para o desenvolvimento da região de Farroupilha RS – 1980/2000  
**Divanildo Triches IPES/UCS, Marcos Sebben – DECE/UCS**

- 013 – jan/2005 –** Investimentos em capital humano no Brasil: um estudo sobre retornos financeiros privados de cursos de graduação relativos ao ano de 1995  
**Paulo Tiago Cardoso Campos – DECC/UCS, Eduardo Pontual Ribeiro, Stefano Flossi – PPGE/UFRGS**
- 014 – mar/2005 –** As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro 1999 a setembro 2004  
**Divanildo Triches, Wilson Luís Caldart – IPES/UCS**
- 015 – abr/2005 –** Análise econométrica da eficiência técnica de produção do setor metal-mecânico da indústria de Caxias do Sul  
**Miguel Antônio da Câmara Canto – DECE/UCS**
- 016 – maio/2005 –** A análise da condução da política monetária após a implementação do Plano Real: 1994 a 2000  
**Divanildo Triches – IPES/UCS, Márcio Luiz Simonetto – DECE/UCS**
- 017 – jun/2005 –** A evolução do sistema de pagamentos brasileiro: uma abordagem comparada com os países selecionados no período de 1995 a 2003  
**Divanildo Triches – IPES/UCS, Adriana Bertoldi – DECE/UCS**
- 018 – fev/2006 –** A economia política e os fluxos de capitais brasileiros pós-Plano Real  
**Divanildo Triches – IPES/UCS/UNISINOS**
- 019 – mar/2006 –** A cadeia produtiva de carne suína no Estado do Rio Grande do Sul e na Serra gaúcha  
**Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE-UNISINOS, Renildes Fortunato Siman – PPDR/UFRGS, Alexandre Bandeira Monteiro e Silva – PPGE/UNISINOS, Valter José Stülp – PPGE/PUCRS**
- 020 – abr/2006 –** Seleção e composição de uma carteira de ações com base na técnica grafista  
**Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS, Celso Evandro dos Reis – DECE/UCS**
- 021 – maio/2006 –** Modelo de previsão de arrecadação do ISSQN para o Município de Caxias do Sul  
**Wilson Luis Caldart – IPES/UCS**
- 022 – jun/2006 –** A análise da convergência e das inter-relações dos indicadores macroeconômicos dos países integrantes do Mercosul  
**Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS, Alexandre Bandeira Monteiro e Silva – PPGE/UNISINOS, Roberto Camps de Moraes – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS, Soraia Santos da Silva DECE/UCS**
- 023 – Ago/2006 –** A análise dos investimentos estrangeiros diretos na economia brasileira no período de 1994 a 2002  
**Mariane Sperb de Oliveira Raguse – DECE/UCS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGEUNISINOS**
- 024 – Mar/2007 –** Arrecadação do ISSQN no Município de Caxias do Sul e a curva de Laffer: evidências empíricas  
**Wilson Luis Caldart – IPES/UCS**

- 025 – abr/2007** – A análise do setor calçadista brasileiro e os reflexos das importações chinesas no período de 1994 a 2004  
**Luisiane Evelise Silvestrin – DECE/UCS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS.**
- 026 – jul/2007** – Análise do desempenho da política monetária no Brasil após o Plano Real  
**Everton Luís Pohlmann – CCE/UNISINOS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/ UNISINOS**
- 027 – Ago/2007** – Investigação da mobilidade de capitais a partir da paridade coberta juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis  
**Soraia Santos da Silva – IPES/UCS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/ UNISINOS, Ronald Otto Hillbrecht – PPGE/UFRGS**