

IPES Texto para Discussão

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

Instabilidade da Paridade Descoberta de Juros: uma investigação da
mobilidade de capital no Brasil no período 1990/2004

Soraia Santos da Silva
Universidade Federal de Grande Dourados (UFGD)

Divanildo Triches – IPES/UCS
/PPGE/UNISINOS

Maio de 2013 Texto nº 050



CENTRO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, CONTÁBEIS
E COMÉRCIO INTERNACIONAL
INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS E SOCIAIS

Instabilidade da Paridade Descoberta de Juros: uma investigação da mobilidade de capital no Brasil no período 1990/2004

Soraia Santos da Silva *
Divanildo Triches **

Resumo

Este artigo tem como objetivo investigar o grau de integração financeira do Brasil com os mercados de capitais internacionais no período de 1990 a 2004. O conceito de integração financeira forte é adotado por meio da relação da paridade descoberta de juros (PDJ). 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 PDJ é tratada por meio do filtro de Kalman a qual visa identificar a trajetória do grau de mobilidade ao longo do tempo. Os resultados indicaram que existe um grau de integração financeira intermediário no sentido forte. Os desvios da PDJ 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 PDJ mostrou evidências de variação nos parâmetros, com mudanças bruscas como graduais ao longo do tempo. A PDJ mostrou uma mudança no início de 1991 que pode estar associado ao período de abertura da conta de capital brasileira.

Palavras-chaves: 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 strong financial integration is employed in relation to the 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 through applying the methodology least ordinary squared and error-correction mechanism and cointegração. The analysis of the instability in the parameters of the UPI 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 strong concept of financial integration. The deviations of the UPI 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 UPI showed evidence of varying in the parameters. Theses changes might be strong and gradual during the time. The UPI changed in the beginning of 1991 significantly which can be associated to the period of Brazilian opening capital account.

*Doutora em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professora da Universidade Federal de Grande Dourados (UFGD) *E.mail:* soraiasantos@ufgd.edu.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. e divanildot@unisinos.br

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

JEL Classification: C32, F30, F32, F36.

1. Introdução

Vários países latino-americanos deram início a um processo de abertura da conta de capital do balanço de pagamento a 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 nessas economias. Essa questão da mobilidade também é pouco precisa nos países industrializados, pois os resultados empíricos apontam para um baixo grau de mobilidade de capital.

A economia brasileira vivenciou também a retomada de ingressos de capitais privados estrangeiros no início da década de noventa. Alguns estudos mostram que os principais fatores explicativos do ingresso de capital no país foram 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 brasileira¹. Porém, o governo brasileiro também implementou políticas voltadas à liberalização das transações referentes à conta de capital do balanço de pagamentos durante todo o período, ampliando as transações financeiras entre o Brasil e o resto do mundo. Na literatura, o período de referência para o início da liberalização financeira é maio de 1991, pois coincide com a edição do Anexo IV. Este último introduziu um mecanismo para investimentos estrangeiros em portfólio na economia brasileira.

O fato é que não existe uma única forma de definir e medir a extensão da abertura financeira de uma economia². Há uma variedade de aplicações conceituais 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.

Assim sendo, o objetivo geral deste artigo é analisar o comportamento da Paridade Descoberta de Juros (PDJ) de forma a obter evidências empíricas de sua manutenção, ou seja, do grau de mobilidade de capital do mercado financeiro brasileiro no período entre 1990 e 2004. Especificamente, o estudo procura estimar a paridade descoberta de juros por meios dos modelos econométricos, verificando possíveis mudanças ou instabilidades.

A investigação da paridade descoberta de juros também permitirá avaliar se há mudanças no grau de mobilidade de capital ao longo do tempo, ou seja, se houve variação durante o período de análise, pois os agentes podem encontrar formas de contornar as

¹ 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), Fernandez-Arias (1994) e Fernandez-Arias e Montiel (1994) e Mori e Muinhos (2005) *inter alia*. Para o Brasil, podem-se citar os trabalhos de Garcia e Barcinski (1996) e Miguel (2001).

² 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.

limitações na mobilidade. Além disso, os riscos associados aos ativos, os custos de transação e as legislações podem variar ao longo do tempo, influenciando a mobilidade.

Alguns estudos mostram implicações relevantes quanto à aplicação dos modelos econométricos nas condições de não arbitragem de juros. Uma primeira implicação é que as condições de não arbitragem devem ser bastante sensíveis às mudanças de regime de política e aos choques exógenos. Por exemplo, Frenkel e Levich (1977) mostraram que a classificação dos períodos na análise das paridades de juros é um aspecto relevante no estudo de seu comportamento. Assim, os períodos, que apresentem mudanças no regime cambial ou uma turbulência no mercado de câmbio e financeiro, têm reflexo direto sobre o comportamento das condições de não arbitragem.

Além disso, 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. Também, várias mudanças na legislação de capitais estrangeiros ocorreram durante o período de investigação de forma que as empresas e os indivíduos estão sempre revendo seus comportamentos, gerando, possivelmente, instabilidade nos parâmetros dos modelos econométricos.

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 descoberta 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. A paridade descoberta de juros e suas fontes de desvios

As duas principais formas da paridade de juros são a paridade descoberta de juros 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+k, da taxa de juros nominal doméstica e da taxa de juros nominal internacional. As equações das paridades de juros coberta e descoberta podem ser expressas pelas equações (1) e (2):

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

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

Em termos da equação (1), a PCJ mostra que o diferencial entre a taxa de câmbio futura (ou a termo) e a taxa de câmbio à vista – conhecido como prêmio ou desconto futuro (ou *forward*) - será igual ao diferencial de juros dos ativos denominados em moeda doméstica e estrangeira. 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 do processo de formação *a priori* das expectativas dos agentes. As condições de não arbitragem vigoram, ou seja, é observada a igualdade das equações (1) e (2), quando há uma integração perfeita nos mercados financeiros.

Combinando a PCJ e a PDJ mais a hipótese de expectativa racional e neutralidade ao risco, tem-se que:

$$E_t s_{t,t+k} = f_{t,t+k} \quad (3)$$

$$s_{t+k} = E_t s_{t,t+k} + u_{t,t+k} \quad (4)$$

onde $u_{t,t+k}$ é o erro de previsão aleatório com média igual a zero e não correlacionado ao longo do tempo.

Portanto, obtêm-se as seguintes implicações da condição de PDJ: (i) a taxa de câmbio futura será um estimador não viesado da taxa de câmbio à vista esperada em t para t+k na equação (3) 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, na equação (4), 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 tempo t+k. Isto é, a hipótese de racionalidade no processo de formação das expectativas dos agentes econômicos.

A equação (3) descreve a hipótese de eficiência do mercado futuro de câmbio, isto é, de que a taxa de câmbio futura é um bom predictor da taxa de câmbio à vista em t+k. Substituindo (4) em (3) e vigorando a PCJ, a PDJ pode ser reescrita da seguinte forma:

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

A equação (5) da PDJ mostra que as mudanças *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.

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. Wash (1998) e McCallum (1994) argumentam que quando o diferencial de juros responde à taxa de câmbio corrente, a probabilidade limite do coeficiente do diferencial de juros da PDJ pode ser menor que a unidade ou mesmo negativo.

Além disso, existem outras dificuldades de encontrar evidências empíricas da manutenção da PDJ devido às suposições robustas inseridas no seu conceito. Uma delas é a suposição conhecida como hipótese de eficiência do mercado de câmbio. Conforme Hodrick e Hansen (1980), um mercado de câmbio é eficiente, quando o retorno esperado da especulação no mercado futuro de câmbio é igual a zero, dado o conjunto de informações disponível correntemente. Dessa forma, mantendo a PCJ e substituindo na equação (5), a hipótese de eficiência pode ser testada estimando a seguinte equação:

$$s_{t+k} - s_t = \beta_0 + \beta_1 (f_{t,t+k} - s_t) + u_{t,t+k} \quad (6)$$

onde o erro aleatório pode incluir tanto um prêmio de risco cambial como os efeitos dos desvios da hipótese de expectativa racional dos agentes. A hipótese nula a ser testada é a hipótese conjunta de que $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$. Ou seja, a aceitação dessa hipótese implica que a taxa futura de câmbio corrente conterà todas as informações sobre a taxa de câmbio à vista realizada k período à frente, conforme equação (3). Portanto, é uma forma de verificar a existência de um viés na taxa de câmbio futura e, portanto, pode ser uma indicação de que a PDJ não vigore. A equação (6) 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.

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 umas 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 macroeconômico.

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 como³:

$$er_{t+k} = \text{viés} = s_{t+k} - s_t + i_t^* - i_t \quad (7)$$

Substituindo a equação (1) da PCJ na equação (7), 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:

$$er_{t+k} \equiv s_{t+k} - f_{t,t+k} \quad (8)$$

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 (8), tem-se a seguinte expressão para o *excesso* de retorno esperado:

$$per_t \equiv E_t(er_{t+k}) = E_t \Delta s_{t+k} - (f_{t,t+k} - s_t) \quad (9)$$

$$er_{t+k} = per_t + u_{t+k} \quad (10)$$

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 (10) mostra que o comportamento dos retornos realizados podem ser atribuídos (a) à existência de um prêmio de risco, demandado pelos investidores por manter

³ Em Lewis (1995), o termo *excesso de retorno* refere-se ao retorno ou ganho realizado devido à especulação no mercado futuro.

ativos externos, (b) à erros de previsão sistemáticos – isto é, aos erros de previsão correlacionados com as informações correntes - e c) uma combinação desses fatores⁴. Essa representação é equivalente a (6), 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 aleatórios⁵. 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 (8) pode ser escrito como $er_{t+k} = pr_t + u_{t+k}$.

Em resumo, não há uma explicação unânime e satisfatória para a existência de um viés na PDJ. 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.

O viés da PDJ pode ser explicado por 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 outra 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.

No que diz respeito à mobilidade de capital, a condição de paridade de juros descoberta é classificada como um conceito forte de integração financeira, pois requer restrições fortes para a observação da igualdade. A manutenção da PDJ 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 ser de duração curta. Somando e subtraindo o termo $(f_t - s_t)$ na equação (2) e rearranjando os termos, obtem-se o diferencial descoberto de juros expresso por:

$$DDJ = i_t - i_t^* - (E_t s_{t,t+k} - s_t) = [i_t - i_t^* - (f_{t,t+k} - s_t)] + [(f_{t,t+k} - s_t) - (E_t s_{t,t+k} - s_t)] \quad (11)$$

onde o primeiro termo do lado esquerdo é o Diferencial Coberto de Juros (DCJ) e o segundo termo é composto pelo prêmio de risco cambial.

O DCJ captura todas as barreiras existentes que limitam integração financeira entre as fronteiras dos países. Os investidores demandariam um prêmio devido aos custos de transação,

⁴ 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.

⁵ 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 previsora não viesada 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.

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, 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 (risco país) sejam iguais a zero, bem como o prêmio de risco cambial.

3. Aspectos metodológicos

Inicialmente, investiga-se a mobilidade de capitais estimando a equação da PDJ com modelos econométricos de parâmetros fixos e, em seguida, com modelos econométricos de parâmetros variáveis no tempo. Na análise com parâmetros constantes no tempo, estima-se um modelo de cointegração de Engle e Granger e de Johansen e Juselius. O comportamento ao longo do tempo dos parâmetros da PDJ será investigado estimando um modelo estrutural de componentes não observáveis com aplicação do Filtro de Kalman. A partir de (5), estima-se a PDJ por meio da seguinte equação:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_0 + \alpha_1(i_t - i_t^*) + u_t \quad (12)$$

onde u_t é o choque puramente aleatório com média igual a zero e variância constante. Para a PDJ 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 aceitação da hipótese nula implicaria a existência de uma perfeita mobilidade de capital com o risco país e o risco da moeda sendo ambos iguais a zero.

Quanto mais próximo da unidade for o coeficiente α_1 , mais integrada é a economia e menor será o prêmio de risco demandado pelos investidores estrangeiros para manter os ativos não denominados em sua moeda. E se $\alpha_1 \rightarrow 0$, maior é o prêmio de risco demandado devido aos riscos país e moeda.

Algumas especificações da PDJ 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, 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.

A nomenclatura das variáveis que será utilizada é dada por: a) i_t : Taxa de juros interna DI de um dia; b) i_{2t} : Taxa de juros selic; c) i_t^* : Taxa de juros internacional T-Bill; d) i_{2t}^* : Taxa de juros internacional Libor; e) $s_{t+1}^e - s_t$: Desvalorização esperada cambial; f) DDJ_{11} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros DI de um dia e T-Bill; g) DDJ_{12} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros DI de um dia e Libor; h)

DDJ_{21} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros Selic e T-Bill; i) DDJ_{22} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros Selic e Libor.

Os modelos são i) Modelo 11: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_1 - i_1^*)_t$; ii) Modelo 12: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_1 - i_2^*)_t$; iii) Modelo 21: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_2 - i_1^*)_t$; iv) Modelo 22: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_2 - i_2^*)_t$. O procedimento inicial partiu do teste da ordem de integração de cada uma das séries a serem usadas. Os testes de Dickey e Fuller (DF), Dickey e Fuller Ampliado (ADF) e Phillips e Perron (PP) foram realizados nas três versões: sem constante, com constante e com constante e tendência.

Identificando a estacionaridade das séries, as regressões foram realizadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Caso as séries não sejam estacionárias, ou seja, $I(1)$, segue-se o método de cointegração de Engle e Granger e Johansen. O conceito de co-integração introduzido por Engle e Granger (1987) pode ser descrito como: os componentes do vetor X_t são ditos serem cointegrados 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 $I(0)$, 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 tempo.

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 existente, através dos testes “traço” e de “maior autovalor”, que são baseados na razão verossimilhança. Os estimadores possuem propriedades assintóticas desejadas, pois as estimativas são feitas pelo método de máxima verossimilhança. Os testes de razão da verossimilhança podem ser diretamente usados para testar restrições lineares nos vetores de co-integração e nos coeficientes de ajustamento.

A análise de cointegração da PDJ é composta por apenas duas variáveis, conforme expressa a equação (12). Embora, não se incorra no problema de vetores multicointegrados, a PDJ também foi estimada pelo método de cointegração de Johansen. Em geral, 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.

Uma das formas de estimar modelos de parâmetros variando ao longo do tempo é através da aplicação do filtro de Kalman. Uma vez que os modelos são escritos na forma de espaço de estados, o algoritmo estatístico do 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 .

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.

As estimações com o Filtro de Kalman permitem verificar se as mudanças na política de abertura do mercado financeiro ou outros choques domésticos e internacionais influenciaram a estabilidade dos coeficientes. Também, 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 mobilidade de capital no Brasil por meio da paridade descoberta de juros

4.1. Modelos com parâmetros fixos da PDJ

O objetivo desta seção é avaliar a hipótese de integração financeira do Brasil no período entre janeiro de 1990 a dezembro de 1998, estimando a PDJ com modelos econométricos de parâmetros fixos. As regressões excluíram o período de jan/99 a mar/04 para não misturar períodos de regimes de taxa de câmbio fixa e de taxa de câmbio flutuante. Segundo Frenkel e Levich (1977), a classificação dos períodos de análise da paridade coberta de juros é relevante, pois períodos com mudanças no regime cambial ou uma turbulência no mercado de câmbio e financeiro têm reflexo direto sobre o comportamento da condição de arbitragem.

Primeiramente, os diferenciais cobertos 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. Foram realizados testes de raiz unitárias nas séries construídas de diferenciais de juros e da mudança na taxa de câmbio, conforme equação (12). Os resultados estão apresentados na Tabela 1. Nota-se que não foi possível rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade para os diferenciais de juros interno e externo, bem como da mudança na taxa de câmbio. Além disso, os testes de estacionaridade mostraram que todas as séries em primeira diferença são estacionárias. Os testes de PP também mostraram os mesmos resultados⁶.

Dessa forma, foram estimados quatro modelos da PDJ utilizando o método de co-integração de Engle e Granger e de Johansen. As equações de co-integração mostram as elasticidades de longo prazo e os resultados dos testes de co-integração indicam que tais

⁶ 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).

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.

Tabela 1: Teste de raiz unitária das séries em nível e em primeira diferença: jan./90 a dez./98

1990:1 a 1998:12	DF			(def.)	ADF		
	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
$i_{1t} - i_{2t}^*$	-1,1461	-1,5685	-2,5910	4	-1,1883	-1,5128	-2,5489
$i_{2t} - i_{1t}^*$	-1,1669	-1,6117	-2,5432	4	-1,2076	-1,5595	-2,4871
$i_{2t} - i_{2t}^*$	-1,1677	-1,6085	-2,5417	4	-1,2075	-1,5551	-2,4837
$s_{t+1}^e - s_t$	-4,8140	-5,8177	-6,8870	5	-1,6434	-2,0447	-3,0906
1ª diferença							
$i_{1t} - i_{1t}^*$	-9,0676*	-9,0235*	-9,0262*	4	-4,6323*	-4,6199*	-4,5983*
$i_{1t} - i_{2t}^*$	-9,0730*	-9,0289*	-9,0320*	4	-4,6279*	-4,6155*	-4,5943*
$i_{2t} - i_{1t}^*$	-9,4450*	-9,3990*	-9,4007*	4	-4,6369*	-4,6211*	-4,6114*
$i_{2t} - i_{2t}^*$	-9,4494*	-9,4034*	-9,4057*	4	-4,6322*	-4,6166*	-4,6073*
$s_{t+1}^e - s_t$	-16,5390*	-16,4593*	-16,3776*	5	-5,9114*	-5,8884*	-5,8591*

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

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, para assegurar a existência de tendência comum. 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, será necessária estimar as equações de paridade de juros com parâmetros variáveis no tempo⁷.

A Tabela 2 mostra os resultados das estimações da relação de longo prazo da paridade descoberta de juros entre abril de 1990 e dezembro de 1998. A constante nas regressões não mostrou significância estatística em nenhum dos quatro modelos. As elasticidades de longo prazo do diferencial de juros da 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 *ex post* da taxa de câmbio e o diferencial de juros interno e externo. Isto é, existe uma relação de longo prazo entre as duas variáveis. O teste de Wald rejeitou 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

⁷ As estimações foram efetuadas usando os programas Eviews 4.0 e Rats..

coeficiente do diferencial de juros - $H_0 : \alpha_1 = 1$ - também rejeitou a hipótese nula. Pode-se concluir que 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.

Tabela 2. 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.

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 3 reporta os resultados do teste de co-integração utilizando o procedimento de Johansen entre abr.90 e dez./98. As estatísticas do teste de autovalor máximo e do teste traço indicaram a rejeição da hipótese nula de ausência de co-integração entre a desvalorização 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 2.

Tabela 3. Teste de co-integração de Johansen da PDJ: abr./1990 a dez./1998.

<i>Modelo 11</i>	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	1	57,83*	20,20	61,12*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{1t}^*)$		3,29	12,97	3,29	12,97
<i>Modelo 12</i>	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	1	57,85*	20,20	61,13*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{2t}^*)$		3,27	12,97	3,27	12,97
<i>Modelo 21</i>	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	1	54,94*	20,20	58,06*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{1t}^*)$		3,12	12,97	3,12	12,97
<i>Modelo 22</i>	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	1	54,93*	20,20	58,04*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{2t}^*)$		3,10	12,97	3,10	12,97

(*), (**), (***) denota a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.. Defasagem segundo critérios SC e AIC.

A Tabela 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.

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 da taxa de câmbio *ex post* aos desequilíbrios em cada período em relação à solução de longo prazo. O coeficiente de impacto do diferencial de juros sobre a desvalorização cambial foi estatisticamente significativa nos quatro modelos estimados. Porém, 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.

Silva, Triches e Hillbrecht (2009) observaram a existência de um prêmio de risco país significativo na relação de arbitragem de juros com cobertura cambial. Entretanto, 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 está 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.

Tabela 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.

4.2. Instigação 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 de abr./90 a dez./98. O teste CUSUM mostrou alguma indicação de quebra a partir do segundo semestre de 1994, tornando-se mais claro nos modelos formados pela taxa de juros Selic. Para realização do teste Chow nos quatro modelos, foi fixado como período de quebra estrutural julho de 1994, conforme indicações do teste CUSUM. Os

resultados do teste Chow dão indicações que existe uma quebra estrutural em julho de 1994, sugerindo que há uma diferença significativa nos coeficientes antes e após ao Plano Real.

A equação da PDJ foi estimada introduzindo *dummies* de mudança de nível e de inclinação. Por limitação de espaço, não reportaremos os resultados completos das estimações dessa seção. O coeficiente do diferencial da PDJ manteve-se com sinal esperado e estatisticamente significativo, porém a sua magnitude foi relativamente inferior àquelas apresentadas na Tabela 2. 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.

Dessa maneira, realizou-se a estimação da equação de PDJ em dois subperíodos: a) de abr./90 a jun./94 e b) de 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. 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 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: 0,8430 (modelo 11); 0,8418 (modelo 12); 0,7911 (modelo 21) e 0,7811 (modelo 22). Portanto, 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.

Para o período de agosto de 1995 a dezembro de 1998, a PDJ foi estimada por MQO. As variáveis dependente e independentes foram usadas em nível nas estimações, pois se mostraram estacionárias, conforme o teste de DF e ADF. 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: 0,3788 (modelo11); 0,3882 (modelo12); 0,3756 (modelo 21) e 0,3849 (modelo22).

Esse fato também sugere que houve realmente uma mudança na relação da PDJ no período do Plano Real. 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. Portanto, 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.

4.3 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 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 (12). O intuito é tentar observar o comportamento da PDJ em relação às possíveis mudanças estruturais entre 1990 e 1998. Nesse modelo, o coeficiente α_1 não é estocástico, onde a equação de estado torna-se $\beta_t = \beta_{t-1}$.⁸ As estimativas por MQR do coeficiente do diferencial de juros da PDJ são reportadas Figura 1 para os quatro modelos estimados na Tabela 2 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.

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.⁹ Dessa forma, verificou-se que 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 descoberta.

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.

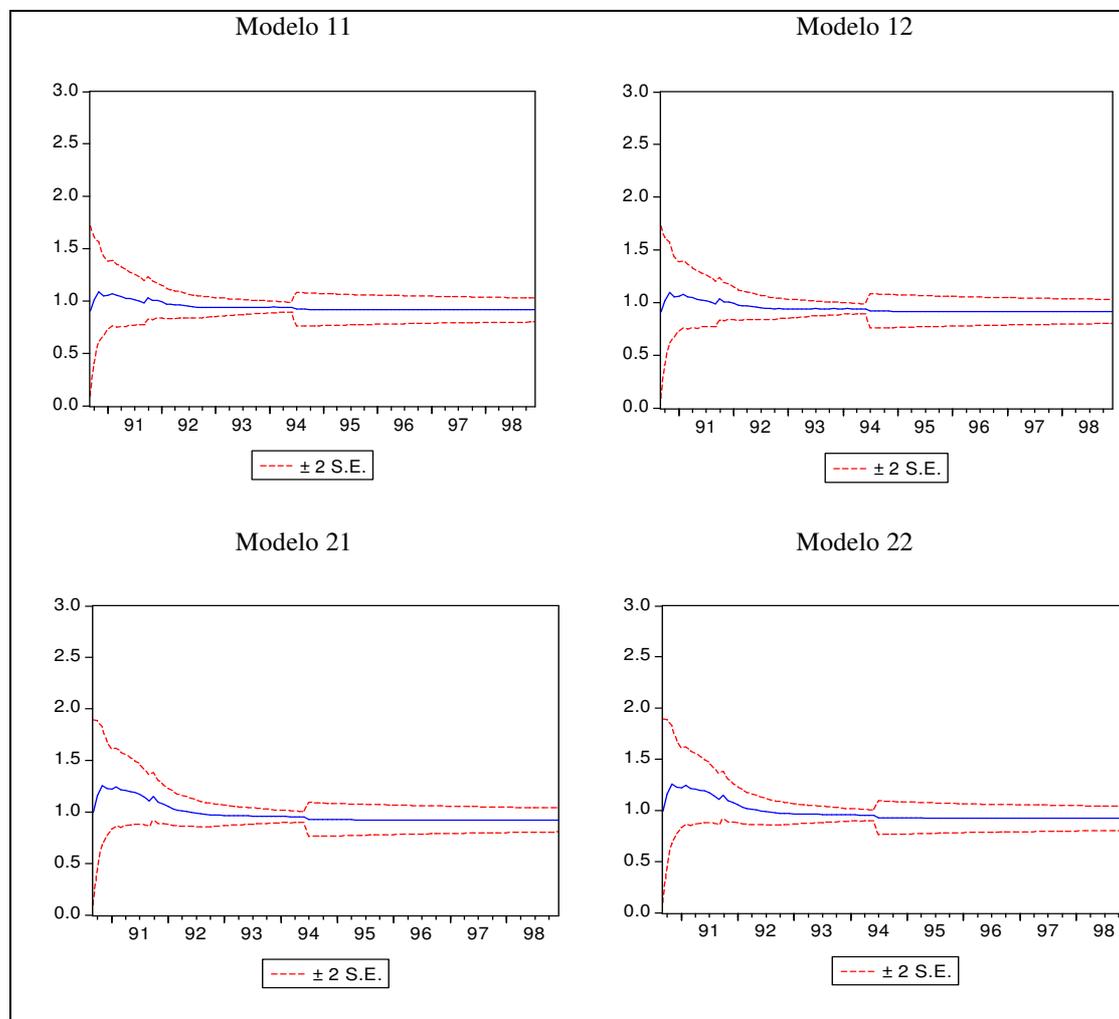
A Figura 2 mostra a evolução do coeficiente do diferencial de juros na equação de PDJ aplicando o filtro de Kalman no período de abr./1990 a mar./2004. Em geral, foi observada uma estabilidade no parâmetro entre meados de 1990 até junho de 1994. Apenas dois comportamentos atípicos foram detectados e podem estar associados aos fracassos dos

⁸ 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.

⁹ 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.

programas de estabilização. Nesses dois casos, o coeficiente do diferencial da PDJ assumiu temporariamente valores acima da unidade.

Figura 1 Estimativa por Mínimos Quadrados Recursivos (MQR) de α_1 da PDJ, abril de 1990 a dezembro de 1998.

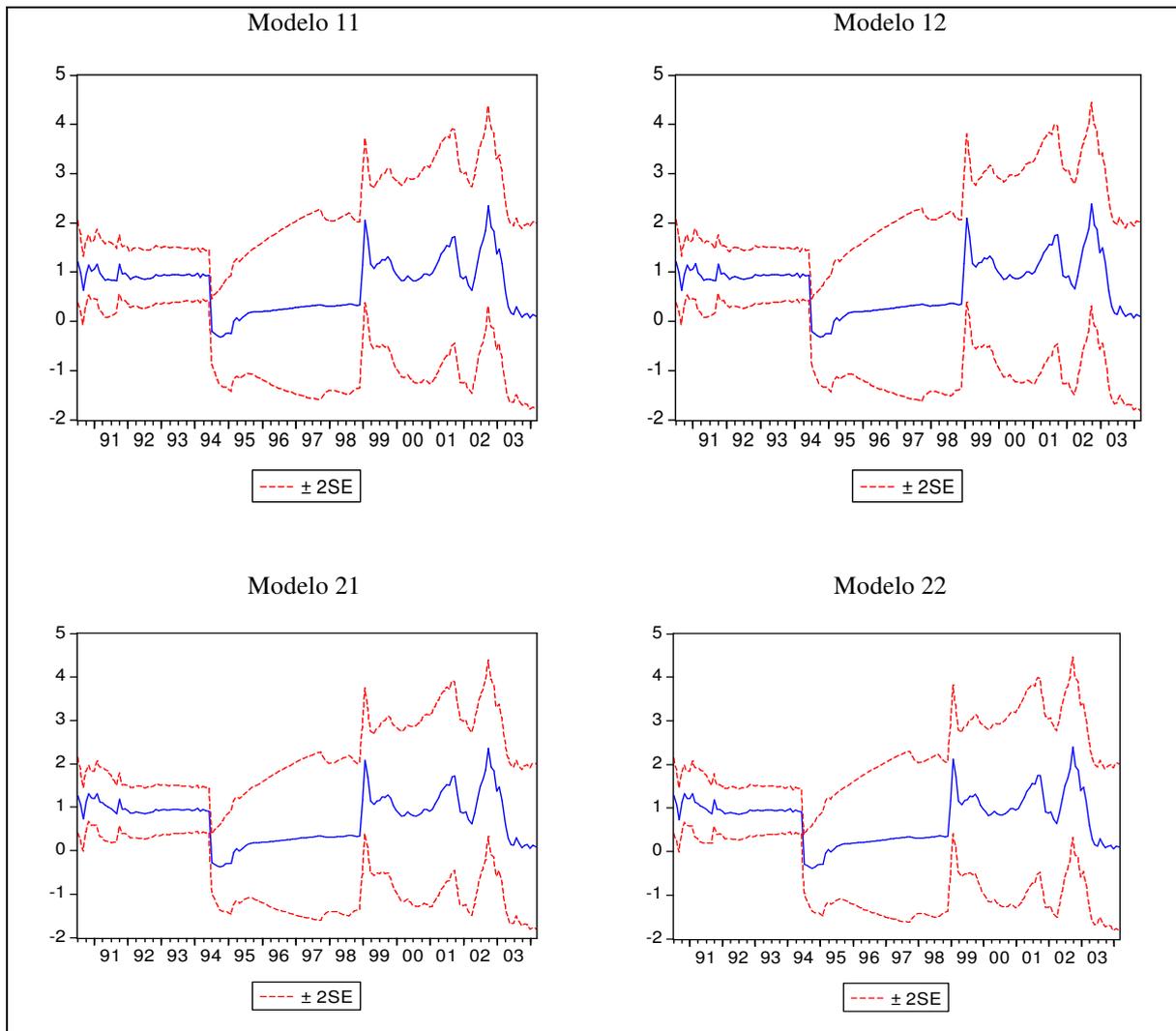


Entre 1999:1 e 2004:3, o coeficiente do diferencial de juros da PDJ também assumiu valores acima da unidade em três momentos distintos, que estão ligados ao aumento na incerteza econômica: a mudança do regime cambial entre jan. e mar. de 1999; as repercussões da crise na Argentina e dos atentados terroristas 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 mostrou 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.

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 tornou-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. 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.

Figura 2: Estimativa por Filtro de Kalman de α_1 para PDJ: jun./1990 a mar./2004.



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 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 futuro.

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 do 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, Silva, Triches e Hillbrecht (2009) observaram 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 PDJ entre 1990 e 2004.

5. Conclusões

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.

No modelo de parâmetro fixo, os valores obtidos das estimativas de logo prazo para a PDJ 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. No que tange à

aplicação do filtro de Kalman nas equações da PDJ, as evidências mostraram variações nos parâmetros das equações. Foi possível notar tanto mudanças bruscas como graduais ao longo do tempo. 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

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.

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.

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.; THALER, Richard H. Anomalies: Foreign Exchange. **Journal of Economic Perspectives**, v. 4, n.3, p. 179-92, 1990.

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.

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.

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.

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.

McCALLUM, B. T. A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. **Journal of Monetary Economics**, v. 33, n. 1, p.105-132, Feb., 1994.

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.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. **Foundations of International Finance**. Cambridge: The MIT Press, 1996

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 capitais no Brasil: uma abordagem das condições de não-arbitragens**. Rio Grande do Sul: Programa de Pós-Graduação em Economia. Tese (Doutorado), Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.

SILVA, SORAIA S.; TRICHES, DIVANILDO; HILLBRECHT, RONALD O. Investigação da Mobilidade de Capitais da Paridade Coberta de Juros com Modelos de Parâmetros Fixos e Variáveis. **Revista Economia**, v. 10, n.2, maio/agosto, p.501-531, 2009.

WASH, C. E. **Monetary Theory and Policy**. Cambridge, MA: MIT Press, 1998. 528p.

Universidade de Caxias do Sul

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 044 – Jan. 2013 –** A cadeia de carne de frango: uma análise dos mercados brasileiro e mundial de 2002 a 2010
Márcia Voilà CECI/UCS; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 045 – Jan. 2013 –** A taxa de rotatividade e a nova regra aviso prévio
Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 046 – Fev. 2013–** Uma resenha da evolução das regras de política monetária
Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 047 – Fev. 2013–** Uma revisão da dinâmica macroeconômica da dívida pública e dos testes de sustentabilidade da política fiscal
Luís Antônio Sleimann Bertussi, UPF; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 048 – Mar. 2013–** Uma avaliação da regulação e concessão do setor de petróleo no Brasil após a Lei 9478/97.
Márcio Joel Deimling, UNISINOS; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 049 – Abr. 2013–** Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária: uma análise dos países selecionados da América Latina
Divanildo Triches, IPES/UCS e PPGE/UNISINOS; Eduardo Trapp Santarossa, PPGE/UNISINOS,;
- 050 – Mai. 2013–** Instabilidade da Paridade Descoberta de Juros: uma investigação da mobilidade de capital no Brasil no período 1990/2004
Soraia Santos das Silva, UFGD; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.

