

Investigação da Mobilidade de Capitais da Paridade Coberta de Juros com Modelos de Parâmetros Fixos e Variáveis

Soraia Santos da Silva

Doutora em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) e Professora da Universidade Federal de Grande Dourados (UFGD), Brasil

Divanildo Triches

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Professor e Pesquisador no Instituto de Pesquisas 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), Brasil

Ronald Otto Hillbrecht

PhD. em Economia pela Universidade de Illinois e Professor do PPGE na Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Brasil

Resumo

Este artigo tem como objetivo investigar e estimar o grau de integração financeira do Brasil com os mercados de capitais internacionais no período de 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 a 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.

Classificação JEL: C32, F30, F32, F36

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 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.

1. Introdução

Com a retomada das negociações das dívidas externas e das reformas econômicas e políticas a partir do final da década de oitenta, os países latino-americanos iniciaram uma progressiva inserção nos mercados de capitais internacionais. Um grande volume de capitais privados se direcionou para esses países desde a primeira metade dos anos noventa. A magnitude desse fluxo alcançou US\$ 34 bilhões em 1990, US\$ 45 bilhões em 1991 e US\$ 65 bilhões em 1992.

No Brasil, o capital privado internacional ingressou mais substancialmente no país a partir de 1992. Isso pode ser observado pelo comportamento do saldo da conta financeira no período entre 1980 a 2003. Verificou-se uma entrada líquida de capitais da ordem de US\$ 9,947 bilhões em 1992, atingindo um pico na magnitude desse fluxo de cerca de US\$ 33,968 bilhões em 1996. Essa entrada de capital estrangeiro permaneceu elevada até 2001, reduzindo-se nos períodos de crise monetária externa e apenas atingindo um volume inferior ao do ano de 1992 em 2003 com cerca de US\$ 5,543 bilhões.

Segundo Carneiro (1997), Carneiro e Garcia (1993) e Edwards (2000), os principais fatores que explicam a retomada de ingresso de capitais privados estrangeiro para o Brasil foram: a redução da taxa de juros internacional, o

* Recebido em janeiro de 2009, aprovado em dezembro de 2009.

E-mail addresses: soraiasantos@ufgd.edu.br, dtriches@ucs.br, divanildot@unisinovs.br and ottohill@ufrgs.br

aquecimento do mercado financeiro internacional, a renegociação da dívida externa, a política monetária e a estabilização da economia brasileira e as políticas de liberalização da conta de capital.

As modificações no mercado de câmbio e no tratamento dos fluxos de entrada e de saída de capital estrangeiro no país foram também 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.

Entretanto, 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. 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.

Atualmente, existe uma percepção de que a maioria dos países industrializados possui uma elevada mobilidade de capital. Porém, essa idéia também abrange as economias de mercados emergentes, devido ao processo de abertura de suas contas de capital, como tratam Edwards (2000), Fernandez-Arias (1994) e Fernandez-Arias e Montiel (1995). Entretanto, a literatura empírica em geral tem demonstrado pouco consenso se efetivamente a economia mundial teria experimentando uma elevação do grau de mobilidade de capital.

A presença de uma mobilidade de capital perfeita pode ser investigada através dos conceitos de Felstein-Horioka, da Paridade de Juros Real (PJR), da Paridade Descoberta de Juros (PDJ) e da paridade coberta de juros. Porém, a paridade de juros coberta é apontada por Frankel (1992) como a melhor medida do grau de

integração dos mercados financeiros por estar mais associada à convergência entre os retornos de ativos internos e externos e, portanto, mais relacionada à mobilidade de capitais. Além disso, existe o fato que as outras definições são dependentes de suposições mais fortes. De forma resumida, a paridade de juros descoberta exige não somente que a paridade coberta de juros vigore, mas também que o prêmio de risco cambial seja igual a zero. A paridade de juros real requer não apenas que a paridade descoberta de juros vigore, mas também que a depreciação real esperada seja igual a zero. E, por último, a condição de Feldstein e Horioka requer que todos os determinantes dos investimentos sejam não correlacionados com a poupança – exceto a taxa de juros real – além da manutenção da paridade de juros reais. Em geral, a literatura da integração financeira sugere a análise mais diretamente por meio das condições de arbitragem.

Desse modo, a hipótese da manutenção das condições de paridade tem motivado algumas tentativas de estimação e investigação diretamente ou indiretamente do grau de mobilidade para os países desenvolvidos ou em desenvolvimento. No Brasil, alguns artigos utilizaram as condições de arbitragens para investigar diversos aspectos relacionados à mobilidade de capitais. Os estudos variaram desde a análise dos determinantes dos fluxos de capitais por meio das paridades de juros até a análise da presença de diferenciais de juros, das hipóteses de manutenção das paridades de juros e estimação dos determinantes da taxa de juros doméstica, aplicando alguns métodos econométricos. De forma, que é possível constatar a diversidade que é tratada as paridades de juros e a existência de pouco aprofundamento no que se refere diretamente à mobilidade de capitais.

Dessa forma, o objetivo do artigo é analisar o grau de mobilidade de capital do mercado financeiro brasileiro entre 1990 e meados de 2004 a partir da Paridade de Juros Coberta (PJC). Mais especificamente, o artigo investiga o grau de mobilidade de capitais estimando modelos de parâmetros fixos e de parâmetros variantes no tempo, comparando seus resultados de forma a identificar o modelo que apresente melhor aderência aos dados. Análise comparativa dos modelos permite avaliar se o grau de mobilidade de capital varia ao longo do tempo, ou seja, se houve variação durante o período de análise, pois os agentes podem encontrar formas de contornar a mobilidade restrita. Além disso, os riscos associados aos ativos, os custos de transação e as legislações podem variar ao longo do tempo, influenciando a mobilidade. O comportamento das paridades de juros podem também sofrer alterações devido às mudanças de regimes de política cambial e monetária e aos choques exógenos como crises monetárias e financeiras internacionais e mudanças na condução das políticas domésticas. De acordo com a crítica de Lucas (1976), os parâmetros dos modelos econométricos podem variar devido à mudança no regime de política, quando os agentes formam suas expectativas racionalmente. Portanto, isso pode gerar instabilidade nos parâmetros dos modelos econométricos. Para isso, o texto está organizado, além dessa introdução, como segue. A Seção 2 descreve resumidamente as condições de não-arbitragens nos mercados financeiros. A Seção 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. A Paridade Coberta de Juros como Medida do Grau de Mobilidade de Capitais

Uma dos conceitos de mobilidade de capital investigados surgiu do estudo de Feldstein e Horioka (1980).¹ Eles argumentaram que se o capital é perfeitamente móvel, então, uma diminuição no nível de poupança doméstica ou governamental não deveria implicar em uma redução (*crowding out*) no investimento. O país poderia compensar essa lacuna através de empréstimos externos a uma taxa de juros internacional, conseqüentemente, a poupança e o investimento domésticos não deveriam ser correlacionados. Feldstein e Horioka (1980) analisaram o grau de integração financeira mundial para um conjunto de 21 países da OECD no período entre 1960 e 1974 estimando a seguinte equação:

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

onde I/Y e S/Y são o investimento e a poupança em razão do PIB e v_i é o erro aleatório. Para a aceitação da hipótese de perfeita mobilidade de capitais, o valor estimado de β deveria ser igual a zero, ou seja, significando que não existiria relação entre as duas variáveis domésticas. Entretanto, o valor do coeficiente estimado para o período completo foi de 0,89, quando se utiliza poupança e investimento bruto, e de 0,94, quando se utiliza poupança e investimento líquido. Nenhum dos coeficientes foi estatisticamente diferente de um, indicando a rejeição da hipótese de alta mobilidade de capital. As regressões realizadas para os subperíodos – 1960/1964, 1965/1969 e 1970/1974 – também mostraram coeficientes similares ao período completo. Portanto, os resultados estariam indicando uma baixa mobilidade de capitais externos e, conseqüentemente, uma integração financeira pequena.

A metodologia descrita por Feldstein e Horioka (1980) tem recebido fortes críticas por diversos estudos, as quais podem ser resumidas da seguinte forma:

- (a) há o problema de endogeneidade da poupança nacional, ou seja, a poupança e o investimento nacionais são duas variáveis pró-cíclicas, que são funções do comportamento de uma terceira variável conjuntamente, e.g., a taxa de crescimento da renda ou da população;
- (b) outro argumento é que a poupança doméstica torna-se também endógena quando políticas fiscais são implementadas para reduzir os desequilíbrios na conta corrente e

¹ 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).

(c) quando o país é grande no mercado financeiro internacional, *e.g.*, Estados Unidos, Reino Unido e Japão, a inclusão dessas economias nas estimações acaba aumentando a correlação entre a poupança e o investimento.²

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

As duas principais formas da hipótese de paridade de juros são a paridade descoberta de juros (PDJ) e a paridade coberta de juros (PCJ). Porém, a paridade de juros coberta é apontada por Frankel (1992) como a melhor medida do grau de integração dos mercados financeiros. Uma explicação para isso é que a paridade de juros descoberta exige não somente que a paridade coberta de juros vigore, mas também que o prêmio de risco cambial seja igual a zero. Já, a paridade de juros real requer não apenas que a condição de paridade descoberta de juros se cumpra, mas também que a depreciação real esperada seja igual a zero. Assim, as equações das paridades de juros cobertos e descobertos podem ser expressas pelas equações (2) e (3), respectivamente:

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

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

onde 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. A paridade coberta de juros define 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 diferencial de juros dos ativos denominados em moeda domésticas e externas. Já a definição de PDJ implica que os diferenciais de juros deveriam ser previsores não-viesados das mudanças esperadas na taxa de câmbio à vista.

² As críticas da metodologia de Feldstein e Horioka (1980) podem ser encontradas nos seguintes estudos: Murphy (1984), Obstfeld (1986), Roubini (1988) e Summers (1988).

No que diz respeito à mobilidade de capital, a condição de paridade de juros coberta é um conceito relativamente 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 (4):

$$DCJ = i_{t,k} - i_{t,k}^* - (f_{t,t+k} - s_t) \quad (4)$$

onde o *DCJ* deveria, em média, ser igual a zero, caso contrário, expressaria a existência de um prêmio de risco país. Segundo Frankel (1992), o *DCJ* captura as barreiras existentes entre os mercados financeiros, de forma que 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. Consequentemente, 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 (5):

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

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.³ Por fim, seguindo a definição de Frankel (1992), o diferencial de juros reais (*DJR*) *ex ante* pode ser descrito da seguinte maneira:

$$r_t - r_t^* = [i_t - i_t^* - (f_{t,t+k} - s_t)] + [(f_{t,t+k} - s_t) - (E_t s_{t+1} - s_t)] + [(E_t s_{t+1} - s_t) - \pi_t^e + \pi_t^{*e}] \quad (6)$$

onde r_t é a taxa real de juros doméstica esperada, r_t^* é a taxa real de juros estrangeira esperada, π_t^e é a taxa de inflação doméstica esperada e π_t^{*e} é a taxa de inflação estrangeira esperada. A taxa de juros real doméstica, r_t , (estrangeira, r_t^*) é dada pela taxa de juros nominal doméstica (estrangeira) descontada pela taxa de inflação esperada doméstica, π_t^e , (estrangeira, π_t^{*e}). A equação (6) descreve o diferencial de juros reais esperados em termos dos componentes:

³ 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.

- a) prêmio de risco país;
- b) prêmio de risco cambial e
- c) da depreciação cambial real esperada ou desvios da *PPCR*.

Portanto, o *PJR* é uma definição mais forte de mobilidade de capital que a *PDJ*, pois para que ela vigore é necessário que tanto o *DJC* ou o prêmio de risco país seja igual a zero, bem como o prêmio de risco e a depreciação real esperada sejam iguais a zero.

O grau de mobilidade pode ser investigado por meio da construção de séries de diferenciais de juros (por exemplo, através das equações 4, 5 e 6) como também utilizando métodos econométricos para estimar a contribuição dos determinantes da taxa de juros doméstica (por exemplo, estimando as equações 2 e 3). O estudo de Frankel (1992) decompõe o diferencial de juros reais no prêmio de risco país e no prêmio de risco moeda para um painel de 25 países nos anos oitenta. Os resultados não observaram a ocorrência de diferencial de juros reais igual a zero, indicando uma integração financeira internacional imperfeita. Frankel e MacArthur (1988) realizaram uma análise do *DJR* para uma amostra de 24 países – exceto Brasil – no período de 1982 a 1987. Os resultados mostraram que o *DJR* foi negativo para a maioria dos países, em média, no valor de $-1,79$, sendo que os países menos desenvolvidos foram os que apresentaram magnitudes negativas bastantes elevadas. Da mesma forma, a variabilidade dos *DJR* foi relativamente maior no grupo de países menos desenvolvidos (*e.g.*, México e África do Sul) do que no grupo de países industrializados (*e.g.*, Canadá, Alemanha, Japão e Noruega). Com exceção, os países do leste asiático (Hong Kong, Singapura e Malásia), que são considerando tendo mercados financeiros liberalizados, apresentaram tanto um diferencial médio como sua variabilidade em níveis relativamente menores.

O estudo de Edwards (1998) investiga a experiência do Chile com a introdução dos controles de capital a partir de 1991 para manter a taxa de juros doméstica superior a internacional em um contexto de maior integração com os mercados financeiros internacionais. Utilizando informações sobre diferencial entre as taxas de juros do Chile e dos Estados Unidos nos períodos de 1988:1-1991:6 e de 1991:7-1996:12, Edwards (1998) estimou funções impulso-resposta de inovações nos próprios diferenciais de juros de forma a verificar, se no período de maior restrição de capitais, a velocidade de convergência para o equilíbrio de longo prazo seria relativamente mais lenta do que em períodos onde as restrições são mais reduzidas. De fato, os resultados mostraram que no período com maior restrição na mobilidade de capitais (1991/96), os diferenciais de juros mostraram-se ligeiramente mais lento no processo de convergência.

De modo a incorporar as mudanças na política de controle de capitais e no prêmio de risco país ao longo do tempo sobre os diferenciais de juros, Edwards (1998) estima um modelo auto-regressivo do diferencial de juros para dois períodos. Os resultados foram iguais aos obtidos anteriormente com o VAR não restrito, mostrando a existência de uma defasagem relativamente maior na convergência relativamente ao período de menor mobilidade. Portanto, o autor conclui que os controles de capitais possibilitaram algum grau de controle de curto prazo sobre a

taxa de juros doméstica pelas autoridades monetárias do Chile.

Um resultado interessante foi obtido por Frankel e Okongwu (1995) que decompueram por MQO a taxa de juros doméstica na desvalorização cambial, no prêmio moeda e no prêmio de risco para investigar as possíveis causas que mantêm a taxa doméstica acima da internacional. Analisando as taxas de juros da Argentina, Chile, México, Filipinas, Coréia, Singapura e Tailândia no período entre 1987 e 1994, observaram que a taxa de juros internacional (EUA) tem grande influência nos mercados dos países emergentes. Os resultados também mostraram que o prêmio moeda foi o determinante mais importante para explicar os diferenciais de juros existentes.

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

Haque e Montiel (1991) realizaram estimações do modelo de Edwards e Khan (1985) para um grupo de quinze países em desenvolvimento, incluindo o Brasil, para obter o grau efetivo de abertura desses países no período de 1969-1987. Os resultados mostraram que o grau de mobilidade foi notavelmente diferente entre as economias. Apesar de existir ainda restrições legais sobre o movimento de capitais, o grau de mobilidade estimado foi elevado para os países do estudo, indicando que a taxa de juros doméstica foi relativamente mais influenciada por fatores externos. O Brasil e o Uruguai estão entre os dez países em que o valor estimado do coeficiente de interesse foi significativamente diferente de zero e não significativamente diferente de um. Isso significa que o caso de uma economia financeiramente fechada é excluída. A Índia foi o único país em que o grau de mobilidade estimado sugere que o capital é imóvel. Em geral, os resultados mostraram que as economias apresentam um alto grau de mobilidade. Dessa maneira, os agentes podem estar encontrando formas para contornar a mobilidade restrita.

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

Para o Brasil, Miguel (2000) constrói séries de desvios da paridade de juros descoberta e coberta para explicar o comportamento do fluxo de entrada de capital. Os autores mostram que ambos os desvios são relevantes para explicar o comportamento dos fluxos de capitais. Holanda e Cavalcante (2001) avaliam o grau de mobilidade a partir das estimações das equações de paridade de juros descoberta e coberta entre 1987 e 1996 com Mínimos Quadros Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados Recursivos (MQR). Porém, os resultados foram pouco intuitivos, pois indicaram a inexistência de um prêmio de risco país. Utilizando os diferenciais de juros Garcia e Olivares (2001) investigam a eficiência do mercado futuro de câmbio no Brasil, que é necessária para que a paridade descoberta de juros vigore.

Por fim, o estudo de Seabra (2001) investiga os determinantes da taxa de juros nominal para cinco países da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela) no período entre 1996 e 2000. Utilizando modelos de dados de painel dinâmico, Seabra estima a influência da taxa de juros externa, do diferencial de inflação doméstica e externa, mudanças na taxa de câmbio real e mudanças nas reservas internacionais como determinantes da taxa de juros nominal. Os resultados das estimações sugeriram que fatores domésticos não devem mostrar um papel predominante na taxa de juros dos países da América Latina, desde que o coeficiente do diferencial de inflação foi estatisticamente não significativa nas regressões. A taxa de inflação é um fundamento econômico relevante nessas economias, e, portanto, mudanças na inflação tendem a produzir políticas monetárias e fiscais ativas. Entretanto, a taxa de juros do EUA, as mudanças na taxa de câmbio real e as mudanças nas reservas internacionais mostraram-se com efeitos significantes na taxa de juros desses países nas estimações. Dessa forma, o autor conclui a predominância dos fatores externos governando a taxa de juros dos países da América Latina.

3. Aspectos Metodológicos

Inicialmente, a investigação do comportamento do grau de integração entre os mercados financeiros brasileiro e o internacional é realizada construindo séries de tempo do DCJ por meio da equação (4). O objetivo é tanto verificar a existência como analisar o comportamento dos desvios da PCJ de abril de 1990 a março 2004. A existência de desvios da PCJ indicaria a presença de prêmio de risco país, e sua variabilidade poderia indicar mudanças na percepção de risco dos investidores seja por fatores domésticos como externos. Portanto, os DCJ serão analisados tomando como base o comportamento da economia brasileira.

Algumas especificações da PCJ foram construídas a partir de combinações de duas taxas de juros domésticas e de duas taxas de juros externas para o período de abril de 1990 e março de 2004. As taxas de juros domésticas 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.⁴ 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. 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.

A investigação mais direta da mobilidade de capital é realizada por meio da paridade coberta de juros descrita pela equação (2). O modelo que será estimado com modelos de parâmetros fixos e variáveis no tempo é dada pela seguinte equação:

$$(f_t - s_t) = \varphi_0 + \varphi_1(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde ε_t é o choque puramente aleatório com média igual a zero e variância constante. Os resultados da estimação de (7) com modelos de parâmetros fixos mostrarão que a paridade coberta de juros será satisfeita, quando o coeficiente estimado de φ_0 foi igual a zero e quando o coeficiente estimado de φ_1 for igual a unidade. Além disso, é possível 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 aceitação da hipótese nula indicaria a existência de uma perfeita mobilidade de capital, caso contrário implicaria barreiras ao livre fluxo de capitais estrangeiros entre as fronteiras nacionais. O Filtro de Kalman permite os coeficientes da equação (7) variarem ao longo do tempo. Assim, os resultados podem mostrar que quanto mais próximo da unidade for o coeficiente φ_1 , mais integrada está se tornando a economia e menor será o prêmio de risco demandado pelos investidores estrangeiros para manter ativos não denominados em sua moeda. Por outro lado, se tender a zero, maior será prêmio de risco país demandado devido aos elevados custos de transações ao risco político, ao risco *default* e aos controles e legislações sobre a circulação de capitais estrangeiros e menor será a integração.

Como ponto de partida testa-se a 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.

⁴ 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 Barcinski (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.

Dessa forma, se as séries forem estacionárias, $I(0)$, as regressões serão realizadas por mínimos quadrados ordinários (MQO). Caso contrário, se as séries não forem estacionárias, $I(1)$, segue-se o método de cointegração de Engle e Granger e Johansen.⁵ O método de Engle e Granger consiste em dois estágios. No primeiro, estima-se a equação (7) sem relações dinâmicas, obtendo as relações de longo prazo entre as variáveis. No segundo estágio, verificam-se como as relações evoluem no curto prazo. Para isso, é utilizado o resíduo defasado da regressão anterior como um mecanismo de correção de erro (MCE). Dessa maneira, estima-se uma equação dinâmica de curto prazo, incluindo o MCE e as demais variáveis do modelo em diferenças.⁶ Nas regressões desse artigo, a dinâmica de curto prazo foi definida partindo-se de defasagens de ordem 12 até encontrar um modelo mais parcimonioso, ou seja, partiu-se de um enfoque geral para um modelo particular.⁷

Os procedimentos de Johansen (1988) e de Johansen e Juselius (1990) estimam um vetor de correção de erro (VEC), que contém informações de ajustamento de curto e de longo prazo. Nesse modelo, é possível encontrar mais de um vetor de cointegração, quando o número de variáveis é maior que dois. Isto é, é possível encontrar $n - 1$ relações de cointegração no modelo multivariado, onde n é o número de variáveis no modelo. 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.

No caso da mobilidade de capitais, a análise de cointegração da PCJ é composta por apenas duas variáveis: diferenciais de juros e o prêmio futuro, conforme apresenta a equação (7). Diante disso, não existe a possibilidade de identificar vetores multicointegrados. Portanto, não há problema de focalizar as estimações no método de Engle e Granger, que mostra apenas um único vetor cointegrado.

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 (modelo de componentes não observáveis), o algoritmo recursivo 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

⁵ Enders (1995) e Harris (1995) descrevem com mais detalhamento o procedimento de cointegração segundo Engle e Granger. As estimações foram efetuadas usando os programas Eviews 4.0, Microfit 4.0, Rats e Stamp.

⁶ Enders (1995) e Harris (1995) descrevem com mais detalhamento o procedimento de cointegração segundo Engle e Granger.

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

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.

As equações de mensuração e de transição são descritas como:

$$Y_t = X_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\beta_t = M_t \beta_{t-1} + R_t u_t \quad (9)$$

onde os termos ε_t e u_t são os distúrbios aleatórios com média zero e matrizes de covariância dadas por $\sigma^2 H_t$ e $\sigma^2 Q_t$, respectivamente. β_t é um vetor de variáveis não observáveis, que é conhecido como vetor de estados. X_t é um vetor de variáveis observáveis, que pode incluir a variável dependente defasada ou variáveis independentes do distúrbio aleatório ε_t . Y_t é um vetor de mensuração corrente. M_t e R_t são matrizes fixas conhecidas com dimensões apropriadas. Supõe-se que os distúrbios são não autocorrelacionados, não correlacionados entre si e não correlacionados com o vetor de estados no período zero e que as matrizes H_t e Q_t são conhecidas.

O modelo de componentes não observáveis 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. No estudo da mobilidade de capitais, as variáveis y_t e x_t na equação (8) são o prêmio futuro e o diferencial de juros. E o coeficiente β_t expressará o grau de mobilidade em cada período no tempo. A aplicação do filtro de Kalman permite verificar se as mudanças na política de abertura do mercado financeiro ou em outros fatores domésticos e internacionais influenciaram na estabilidade do coeficiente β_t .⁸ 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 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 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. Os DCJ na Tabela 1 são apresentados com subscrito, indicando as taxas de juros interna e externa utilizadas na construção

⁸ A abordagem do modelo de séries de tempo estrutural pode ser encontrada em Harvey (1989). Portugal (1993b), também, oferece uma resenha crítica dos diferentes modelos de parâmetros variáveis, inclusive do filtro de Kalman. Em comparação aos modelos anteriores, Portugal (1993a) coloca a superioridade do filtro de Kalman no tratamento de modelos de parâmetros variáveis.

dos desvios da PCJ. 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 brasileiras e as internacionais deve ter se acentuado com o declínio da taxa de juros internacional entre 1989 e 1993.

A partir de julho de 1994, a economia brasileira inicia uma trajetória em direção a uma maior estabilidade econômica. O DCJ manteve-se em média positivo no período após o Plano Real, porém sua magnitude e 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 nos meses seguintes 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. Isso pode explicar a presença de DCJ negativos entre agosto e dezembro de 1994.

Foi comum observar a taxa futura de câmbio acima da taxa de câmbio à vista 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.

Da segunda metade de 1999 a março de 2001, as taxas de juros internas apresentaram uma redução significativa. Isso pode 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

Tabela 1

Comportamento da *DCJ* no Brasil no período de abr/1990 a mar/2004 (%)

	<i>DCJ</i> ₁₁	<i>DCJ</i> ₁₂	<i>DCJ</i> ₂₁	<i>DCJ</i> ₂₂		<i>DCJ</i> ₁₁	<i>DCJ</i> ₁₂	<i>DCJ</i> ₂₁	<i>DCJ</i> ₂₂
4/90-12/98					1/90-12/91				
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
1/90-6/94					1/92-6/94				
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
8/94-12/98					8/94-12/94				
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
3/99-3/04					1/95-5/95				
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
1/99-12/99					6/95-8/97				
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
1-6/99					9/97-3/98				
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
3-6/99					4/98-8/98				
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
7-12/99					9/98-12/98				
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
1/00-4/02									
Média	0,665	0,629	0,635	0,670					
DP	2,106	2,107	2,107	2,106					
5/02-10/02									
Média	6,322	6,303	6,310	6,329					
DP	3,155	3,158	3,157	3,153					
11/02-3/04									
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 diferenciais *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 2000:01-2002:04. A partir da metade de 2002, as expectativas de mercado sobre a economia brasileira apresentaram uma nova reversão provocada pela aversão dos investidores ao risco devido:

- i) à incerteza no processo eleitoral;
- ii) aos escândalos contábeis envolvendo os balanços de empresas norte-americanas e européias e
- iii) à possibilidade de guerra entre os Estados Unidos e o Iraque, com seus efeitos sobre o preço do petróleo.

Tais fatos implicaram um aumento na volatilidade no mercado de câmbio e de juros e a diminuição da exposição em mercados emergentes por parte dos investidores internacionais.

A partir de maio de 2002, a taxa de câmbio reais por dólar sofreu processo contínuo de desvalorização, onde a cotação atingiu valores próximos a R\$ 4,00 em setembro de 2002. Em termos reais, houve uma depreciação cambial profunda entre maio e outubro de 2002 e uma apreciação entre 2002:11 e 2004:03. 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.

Resumidamente, não foi possível encontrar evidências empíricas em favor da manutenção da paridade coberta de juros através das séries construídas dos DCJ 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 DCJ médios mostraram-se bastante sensíveis às mudanças nas políticas monetárias e cambiais e às alterações no ambiente econômico doméstico e internacional. Com a redução dos DCJ no final do período analisado, as evidências sugerem que a economia brasileira tem se tornado ao longo do tempo mais integrada com o mercado financeiro internacional. Isto é, pode estar indicando que a abertura da economia brasileira é um processo contínuo e crescente.

4.1. *Modelo com parâmetros fixos da PCJ*

As regressões com parâmetros fixos 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. 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.⁹

⁹ 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		
	τ_γ	$\tau_{\gamma c}$	$\tau_{\gamma ct}$		τ_γ	$\tau_{\gamma c}$	$\tau_{\gamma ct}$
$i_{1t} - i_{1t}^*$	-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
$f_t - s_t$	-1,4477	-1,7800	-2,6518	5	-1,1020	-1,3635	-2,5923
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*
$f_t - s_t$	-11,9239*	-11,8709*	-11,8421*	5	-4,7286*	-4,7167*	-4,7465*

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

Os resultados das estimações da equação 7 pelo método de cointegração de Engle e Granger para a PCJ entre junho de 1990 a dezembro de 1998 estão ilustrados na Tabela 3. Os resultados mostram as relações de longo prazo entre as variáveis. As regressões 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 $H_0 : \varphi_0 = 0; \varphi_1 = 1$. Portanto, os resultados indicaram a presença de barreiras entre os mercados e, portanto, uma integração imperfeita.

Os resultados dos testes de diagnósticos tiveram um comportamento particularmente semelhante nos quatro modelos. O coeficiente de determinação mostrou um ajuste altamente satisfatório do modelo aos dados. A estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste Multiplicador de Lagrange (LM) apontaram para a não autocorrelação dos resíduos. O teste de White também não

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
$R^2 = 0,9440$	AIC = -7,2535	Q(20)=20,374	LM(1)=2,8948	LM(4)=3,1144
DW=1,66	SC=-7,2024	(0,435)	(0,0888)	
(0,5388)				
LM(12)=13,2574	Arch (4) = 4,2355	PP=-8,4855	DF=-8,4855	ADF=-4,5862
(0,3506)	(0,3750)			
White=3,1899	Teste Wald:	2886,28	Teste Wald:	1972,45
(0,2029)	$H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 1$	(0,0000)	$H_0 : \beta_1 = 1$	(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
$R^2 = 0,9442$	AIC=-7,2566	Q(20)=20,298	LM(1)=2,8246	LM(4)=3,0370
DW=1,67	SC=-7,2055	(0,439)	(0,0928)	(0,5516)
LM(12)=13,1788	Arch(4)=4,1820	DF=-8,5094	ADF=-4,6700	PP=-8,5094
(0,3561)	(0,3819)			
White=3,2100	Teste Wald:	2878,53	Teste Wald:	1983,63
(0,2008)	$H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 1$	(0,0000)	$H_0 : \beta_1 = 1$	(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
$R^2 = 0,9414$	AIC=-7,2074	Q(20)=24,857	LM(1)=3,2679	LM(4)=6,0446
DW=1,64	SC=-7,1562	(0,207)	(0,0706)	(0,1958)
LM(12)=17,4314	Arch(4)=5,7577	DF=-8,3902	ADF=-3,8695	PP=-8,5849
(0,1340)	(0,2179)			
White=1,3525	Teste Wald:	2594,95	Teste Wald: 1654,78	
(0,5085)	$H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 1$	(0,0000)	$H_0 : \beta_1 = 1$	(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
$R^2 = 0,9415$	AIC=-7,2086	Q(20)=24,986	LM(1)=3,2558	LM(4)=6,0457
DW=1,64	SC=-7,1575	(0,202)	(0,0711)	(0,1957)
LM(12)=17,4382	Arch(4)=5,7831	DF=-8,3937	ADF=-3,8632	PP=-8,5896
(0,1338)	(0,2159)			
White=1,3785	Teste Wald:	2583,07	Teste Wald:	1663,20
(0,5019)	$H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 1$	(0,0000)	$H_0 : \beta_1 = 1$	(0,000)

Nota: Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White.

rejeitou a hipótese nula de nenhuma presença de heterocedasticidade. O teste Arch não mostrou indicações de heterocedasticidades condicional auto-regressiva.

O coeficiente estimado de 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. Em geral os resultados confirmam àqueles obtidos pelo método de Engle e Granger.

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

Modelo	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de co-integração padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor crítico 1%	Traço	Valor crítico 1%
Modelo 11							
	$\Delta(f_t - s_t)$	$1, 0 - 0, 5110 + 0, 0002$ (-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
Modelo 12							
	$\Delta(f_t - s_t)$	$1, 0 - 0, 5105 + 0, 0001$ (-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
Modelo 21							
	$\Delta(f_t - s_t)$	$1, 0 - 0, 5122 + 0, 0001$ (-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
Modelo 22							
	$\Delta(f_t - s_t)$	$1, 0 - 0, 5116 + 0, 0002$ (-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.

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. A magnitude do coeficiente de realimentação (MCE) 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. 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 significativa, mostrando que cerca de 80% do ajuste em relação

Tabela 5

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

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

Nota: Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White.

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.

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 1998. Consequentemente, 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 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 no parâmetro φ_1 da equação (7), realizaram-se, primeiramente, o teste CUSUM e o teste Chow de quebra estrutural no 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 (7) 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 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 φ_1 nos quatro modelos foram semelhantes, indicando que tanto a taxa de juros de mercado como a 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 φ_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 φ_1 reduz-se para 0,3273, em média, nos modelos, indicando a repercussão da crise do México no valor obtido anteriormente.

O coeficiente φ_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. Ao segmentar o período em dois, devemos ter cautela na interpretação dos resultados devido ao tamanho da amostra ter se tornado menor. No modelo de parâmetros variáveis, é possível estimar φ_1 abrangendo o período completo de junho de 1990 a março de 2004, pois a questão de instabilidade e demais características dos dados serão tratadas no próprio modelo. Na próxima seção, apresentam-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 tomando as equações (8) e (9) com o parâmetro φ_1 , inicialmente, sendo estimado por mínimos quadrados recursivos (MQR).¹⁰ Nesse modelo, o coeficiente φ_1 não é estocástico, onde a equação de estado torna-se $\beta_1 = \beta_{t-1}$. A Figura 1 apresenta as estimativas de MQR para o coeficiente do diferencial de juros da PCJ dos quatro modelos estimados na Tabela 3. Observa-se que o coeficiente φ_1 alcança um valor de 0,5 e em seguida tende ao valor de longo prazo estimado anteriormente. Esse comportamento parece coincidir com o período de referência da liberalização financeira com a introdução do Anexo IV em maio de 1991, conforme previamente discutido.

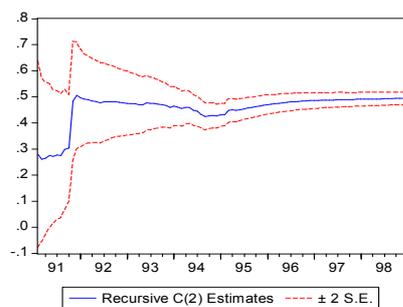
A relação da PCJ manteve uma estabilidade entre o segundo semestre de 1991 e o primeiro semestre de 1994, apresentando uma leve tendência de queda verificada nesse período. Há uma redução mais acentuada entre 1994 e meados de 1995. Este comportamento provavelmente está associado às mudanças de regime 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 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.¹¹ Dessa forma, verificou-se que os hiperparâmetros da equação de

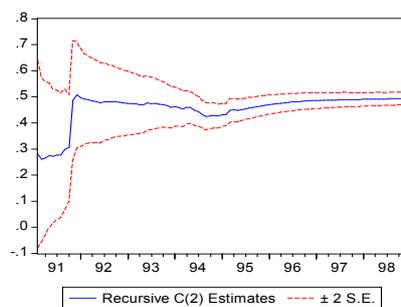
¹⁰ Na estimação por MQR, a equação de estado é assumida ter variância zero e o coeficiente da equação de estado é igual a unidade. Portanto, os parâmetros na estimação por MQR são determinísticos, ou seja, não são tratados como variáveis aleatórias.

¹¹ 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

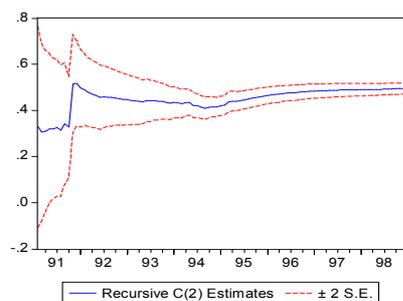
Modelo 11



Modelo 12



Modelo 21



Modelo 22

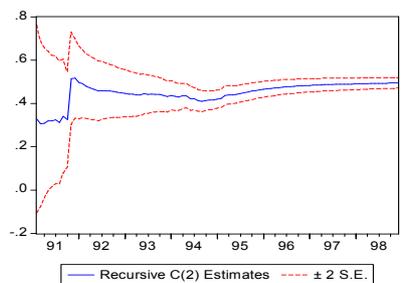


Fig. 1. Estimativa por Mínimos Quadrados Recursivo (MQR) de φ_1 da PCJ, jun./1990 a dez./1998

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 φ_1 da PCJ no período de jun./1990 a mar./2004 é reportada na Figura 2. Em geral, verificou-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. Nesse período, além das modificações no tratamento do capital estrangeiro, o comportamento de φ_1 pode estar refletindo um aumento na incerteza da economia brasileira.¹²

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.

¹² 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

Na segunda metade da década de noventa, verificou-se uma redução no coeficiente estimado 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 maior que o da primeira metade da década.

Um fato interessante a ser observado diz respeito à forma de tratamento dos fluxos de capitais. Em momentos de intensos fluxos de entrada, houve aumentos nas restrições sobre o capital estrangeiro. À medida que o mercado passasse a utilizar meios que contornassem 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 domésticos 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 do coeficiente estimado de φ_1 em direção a unidade, embora, o coeficiente estimado de φ_1 da PCJ apresente valores crescentes, chegando próximo a unidade, a partir de meados de 2003. Na verdade, observa-se oscilações no valor estimado de com movimentos em direção a valores negativos ou próximos de zero em alguns momentos distintos. Os períodos de mudança no regime cambial em 1999 e do processo eleitoral para presidente da República em 2003 mostram exatamente esse comportamento.

Em resumo, uma observação a ser feita é que o valor do coeficiente da PCJ parece ser bastante sensível aos fatores domésticos e internacionais e, dependendo do período sob análise, é possível obter um valor estimado diferente nos modelos

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 investimentos diretos e de portfólio.

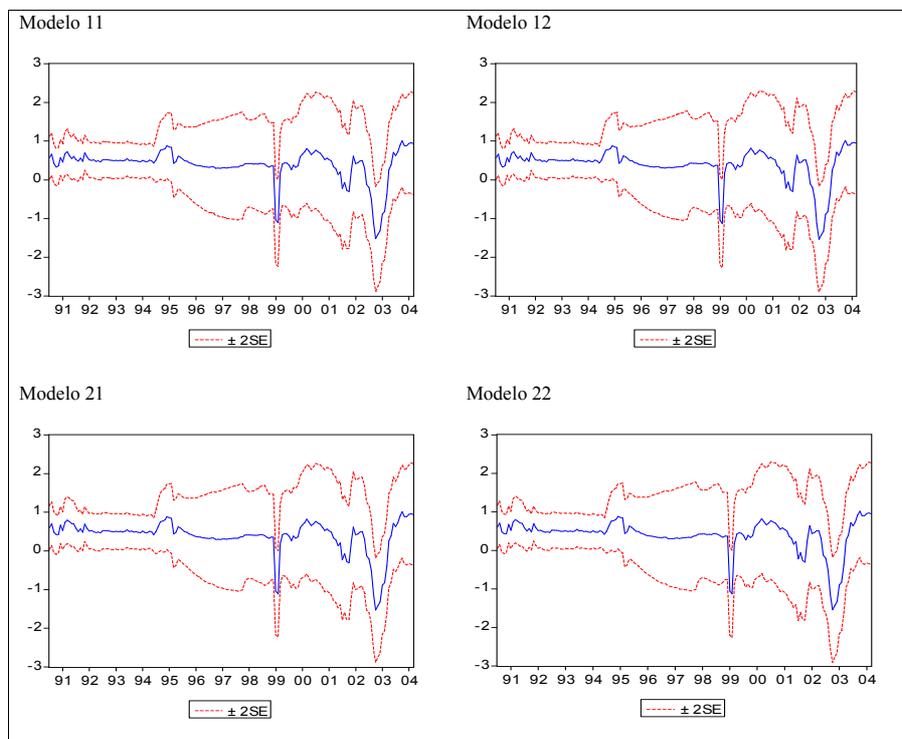


Fig. 2. Estimativas suavizadas por Filtro de Kalman de φ_1 da PCJ de jun./1990 a mar./2004

de parâmetros fixos, sendo bastante influenciado por tais fatores. O coeficiente estimado pelo modelo de MQR tende a um valor médio à medida que a amostra aumenta. Isso significa que 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 um passeio aleatório, ou seja, variando ao longo do tempo de forma estocástica, parece mostrar melhor o comportamento da PCJ ao refletir a influência transitória e permanente de tais fatos sobre o comportamento de φ_1 , ou seja, o 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

decreceu ainda na segunda metade da década de noventa, aumentando-se a partir de 2003. Apesar da legislação sobre o capital estrangeiro ter sido alterada 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. De forma que não é possível afirmar uma mobilidade perfeita no Brasil a partir do conceito mais fraco de integração financeira.

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 longo 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 consequência, 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 bibliográficas

- Carneiro, D. (1997). Capital flows and Brazilian economic performance. Texto para Discussão 369 PUC-Rio, Departamento de Economia, Rio de Janeiro.
- Carneiro, D. & Garcia, M. G. P. (1993). Capital flows and monetary control under a domestic currency substitution regime: The recent Brazilian experience. Texto para Discussão 304 PUC-Rio, Departamento de Economia, Rio de Janeiro.
- Edwards, S. (1998). Capital inflows, real exchange rates and capital controls: Some Latin American experiences. NBER Working Paper 6800. Cambridge, MA. Disponível em: <http://www.nber.org.com>. Acesso em 08/07/2005.
- Edwards, S. (2000). Interest rates, contagion and capital controls. NBER Working Paper 7801, Cambridge, MA. Disponível em: <http://www.nber.org.com>. Acesso em: 08/07/2005.
- Edwards, S. & Khan, M. (1985). Interest determination in developing countries: A conceptual framework. *IMF Staff Papers*, 32(3):377-403.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, New York, NY.
- Engel, C. (1995). The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. NBER Working Paper 5312, Cambridge, MA. Disponível em <http://www.nber.org.com>. Acesso em: 08/07/2005.
- Engle, C. (1995). The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. NBER Working Paper 5312. Cambridge, MA. Disponível em: <http://www.nber.org.com>. Acesso em: 08/07/2005.
- Feldstein, M. & Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flow. *Economic Journal*, 90:314-29.
- Fernandez-Arias, E. (1994). The new wave of private capital inflows: Push or pull? Policy Research Working Paper 1312, Washington, DC.
- Fernandez-Arias, E. & Montiel, P. (1995). The surge in capital inflows to development countries. Policy Research Working Paper 1473, Washington, DC.
- Flood, R. & Rose, A. K. (2002). Uncovered interest parity in crisis. *IMF Staff Paper*, 49(2):252-266.
- Frankel, J. (1989). Quantifying international capital mobility in the 1980. NBER Working Paper 2856, Cambridge, MA. Disponível em <http://www.nber.org.com>. Acesso em: 08/07/2005.
- Frankel, J. (1992). Measuring international capital mobility: A review. *American Economic Review*, 82(2):197-202.
- Frankel, J. & MacArthur, A. (1988). Politics vs currency premia in international real interest differentials. A study of forward rates for 24 countries. *European Economic Review*, 32:1083-1121.
- Frankel, J. A. & Okongwu, C. (1995). Liberalized portfolio capital inflows in emerging markets: Sterilization, expectations and the incompleteness of interest rate convergence. NBER Working Paper 5156. Cambridge, MA. Disponível em: <http://www.nber.org.com>. Acesso em: 08/07/2005.
- Frenkel, J. & Levich, R. M. (1977). Transaction costs and interest arbitrage: Tranquil versus turbulent periods. *Journal of Political Economy*, 85(6):1209-1226.
- Froot, K. A. & Frankel, J. A. (1989). Forward discount bias: Is it an exchange risk premium? *Quarterly Journal of Economics*, 104:139-61.

- Froot, K. A. & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4(3):179–92.
- Garcia, M. G. P. (1994). Política monetária e cambial: Algumas lições do período recente para o real. Texto para Discussão 330, PUC-Rio, Departamento de Economia, Rio de Janeiro.
- Garcia, M. G. P. & Barcinski, A. (1996). Capital flows to Brazil in the nineties: Macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls. Texto para Discussão 357, PUC-Rio, Departamento de Economia, Rio de Janeiro.
- Garcia, M. G. P. & Olivares, L. G. A. (2001). O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, 2:151–181.
- Ghosh, A. R. & Ostry, J. D. (1995). The current account in developing countries: A perspective from the consumption-smoothing approach. *The World Bank Economic Review*, 9(2):305–333.
- Haque, N. & Montiel, P. (1991). Capital mobility in developing countries: Some empirical tests. *World Development*, 19(10):1391–1398.
- Harris, R. I. D. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling*. Harvester Wheatsheaf.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- Holanda, M. & Cavalcante, M. T. (2001). Mobilidade de capital internacional no Brasil. *Economia Aplicada*, 5(2):261–279.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12:231–254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – With applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169–211.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Journal of Monetary Economics*, 1:19–46.
- Marston, R. C. (1995). Tests of three parity conditions: Distinguishing risk premia and systematic forecast errors. NBER Working Paper 4923, Cambridge, MA. Disponível em <http://www.nber.org.com>. Acesso em: 08/07/2005.
- Miguel, P. P. (2000). Paridade de juros, fluxos de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: Evidências dos anos 90. Master's thesis, Universidade de São Paulo. 23 Prêmio BNDES de Economia.
- Montiel, P. (1994). Capital mobility in developing countries: Some measurement issues and empirical estimates. *The World Bank Economic Review*, 8(3):1–53.
- Murphy, R. (1984). Capital mobility and the relationship between saving and investment in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, 3:327–342.
- Obstfeld, M. (1986). Capital mobility in the world economy: Theory and measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 24:55–104.
- Portugal, M. S. (1993a). A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(2):313–348.
- Portugal, M. S. (1993b). Modelos de parâmetros variáveis: Uma resenha crítica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(1):99–134.
- Reisen, H. & Yeches, H. (1991). Time-varying estimates on the openness of the capital account in Korea and taiwan. Technical Report 42, OECD Developing Center, Paris.
- Rocha, F. (2003). Correlação poupança-investimento: O que é possível dizer sobre o

- modelo de correção de erros a partir dos dados brasileiros. *Economia Aplicada*, 7(1):5–21.
- Roubini, N. (1988). *Current Account and Budget Deficits in an Intertemporal Model of Consumption and Taxation Smoothing: A Solution to the Feldstein-Horioka Puzzle*. Yale University, Yale.
- Seabra, F. (2001). Financial integration and convergence of Real interest rates in Mercosur countries. In *Anais do Econcontro de Economia Região Sul*, Maringá, PR. ANPEC.
- Senna, F. & Issler, J. V. (2000). Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947-1997. *Estudos Econômicos*, 30(4):493–523.
- Silva, S. S. (2006). *Integração Financeira e os Fluxos de Capitais no Brasil: Uma Abordagem das Condições de Não-Arbitragens*. PhD thesis, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- Summers, L. (1988). Tax policy and international competitiveness. In Frenkel, J., editor, *International Aspects of Fiscal Policies*. NBER, University of Chicago Press, Chicago.

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 ($i_1 - i_1^*$) $_t$;

Modelo 12: variável dependente ($f_t - s_t$) e variável independente ($i_1 - i_2^*$) $_t$;

Modelo 21: variável dependente ($f_t - s_t$) e variável independente ($i_2 - i_1^*$) $_t$;

Modelo 22: variável dependente ($f_t - s_t$) e variável independente ($i_2 - i_2^*$) $_t$.