



Nova Economia

ISSN: 0103-6351

ISSN: 1980-5381

Nova Economia

Cieplinski, André; Braga, Julia; Summa, Ricardo  
Avaliação empírica do teorema da paridade coberta de  
juros entre o real brasileiro e o dólar americano (2008-2013)  
Nova Economia, vol. 28, núm. 1, Janeiro-Abril, 2018, pp. 213-243  
Nova Economia

DOI: 10.1590/0103-6351/3274

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400455931008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

UAEM redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc  
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal  
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa acesso aberto

# Avaliação empírica do teorema da paridade coberta de juros entre o real brasileiro e o dólar americano (2008-2013)

*Empirical Evaluation of the Covered Interest Parity between the Brazilian real and the US dollar (2008-2013)*

André Cieplinski <sup>(1)</sup>

Julia Braga <sup>(2)</sup>

Ricardo Summa <sup>(3)</sup>

<sup>(1)</sup> Università degli studi di Siena

<sup>(2)</sup> Universidade Federal Fluminense

<sup>(3)</sup> Universidade Federal do Rio de Janeiro

## Abstract

In contradiction to the vast international evidence in favor of the covered interest parity theorem (CIP), the scarce empirical literature that investigated this relation in the Brazilian economy does not confirm this condition. This work tests the CIP between the Brazilian Real and the American Dollar, in the period 2008 -2013. We start by analyzing specificities of the Brazilian data and the variables used to estimate the parity. We argue that the relevant foreign interest rate variable to test the CIP in Brazil is that one available to domestic agents, whose proxy is the LIBOR rate plus the Brazilian EMBI+ (the spread between the Brazilian sovereign debt and the US treasury bonds rate). We then compare this rate with the Brazilian foreign exchange coupon (which is a tautological closure to the covered parity) as an alternative way to evaluate the CIP.

## Keywords

covered interest parity (CIP); foreign exchange coupon.

**JEL Codes** F31; F41.

## Resumo

*Em contraste com a vasta evidência internacional em favor da validade da Paridade Coberta de Juros (CIP), a escassa literatura nacional encontra dificuldades para confirmar tal condição na economia brasileira. Neste trabalho, a validade da CIP entre o Real brasileiro e o Dólar americano é testada para o período de 2008 a 2013, a partir de dados diários. Para tanto, são exploradas as peculiaridades dos dados brasileiros e das variáveis utilizadas na estimação. Argumenta-se que a taxa de juros externa relevante para o teste da CIP no Brasil é aquela acessível aos agentes internos, cuja proxy é a taxa libor acrescida do EMBI+ brasileiro (o spread entre os títulos da dívida externa soberana brasileira e a taxa livre de risco americana). Por fim, a comparação desta taxa com a do cupom cambial – que constitui um fechamento tautológico para a paridade coberta – estabelece um método alternativo para validar a CIP, o qual corrobora os resultados dos testes diretos.*

## Palavras-chave

*paridade coberta de juros; cupom cambial.*

**Códigos JEL** F31; F41.

# 1 Introdução

O Teorema da paridade coberta de juros (em inglês, *covered interest parity* – CIP) estabelece que a relação entre o preço à vista de uma divisa estrangeira e o preço a termo (preço para a entrega da divisa em um momento no futuro) desta mesma divisa – em termos da divisa doméstica – deve refletir o diferencial entre as taxas de juros dessas duas moedas.<sup>1</sup> Essa relação encontra sólido respaldo empírico na literatura internacional, entre diferentes países e períodos. Contudo, há uma escassez de trabalhos que comprovem a validade de tal teorema para o Brasil.

O objetivo deste trabalho é testar a validade do Teorema da paridade coberta de juros para a economia brasileira, entre o real brasileiro e o dólar norte americano, ao longo dos anos de 2008 e 2013. Mostraremos que, ao contrário do escasso material que estima essa relação para a economia brasileira e obtém resultados de não validade empírica do teorema, nossas estimativas sugerem a validade da paridade coberta para o Brasil. Dessa forma, um subproduto deste artigo é a avaliação das características dos dados brasileiros e das variáveis utilizadas para a estimação da paridade coberta.

Argumentaremos que a taxa de juros externa relevante para o teste de validade da CIP no Brasil é aquela acessível aos agentes internos, cuja *proxy* é a taxa *libor* acrescida do EMBI+<sup>2</sup> brasileiro (o *spread* entre os títulos da dívida externa soberana brasileira e a taxa livre de risco americana). Ou seja, esta taxa (*libor* + EMBI+) reflete em média o custo que as instituições brasileiras incorrem ao se financiar no exterior. Destacaremos ainda o papel da taxa do cupom cambial, que constitui um fechamento tautológico para a paridade coberta. Portanto, verificar a relação entre as taxas de cupom cambial e a taxa externa somado do EMBI+ é uma maneira indireta de avaliar a paridade coberta no Brasil.

.....  
1 É importante notar a diferença entre uma “condição de paridade” e um “teorema da paridade”. Uma condição de paridade pode ser válida, ou não, entre moedas de determinadas economias, em determinados intervalos de tempo ou para certas variáveis utilizadas como proxy. Esta paridade, portanto, não é uma verdade derivada logicamente ou um resultado de um teorema a partir de determinadas premissas. Porém, como na literatura as paridades coberta e descoberta de taxas de juros são apresentadas como teoremas, seguimos a mesma denominação.

2 EMBI+ é a sigla para *Emerging Markets Bond Index Plus*. O EMBI+ é calculado a partir do *spread* entre as taxas dos títulos da dívida externa brasileira e títulos do governo americano, ambos denominados em dólares.

O restante do texto está dividido em mais quatro seções. Após uma breve exposição teórica na seção 2, a literatura empírica internacional e nacional é revisada na seção 3. Em seguida descrevemos os dados utilizados e as variáveis construídas – seção 4 – para as especificações econométricas da CIP na seção 5. Considerações finais serão feitas na última seção do texto.

## 2 Aspectos teóricos do teorema da paridade coberta da taxa de juros

O Teorema da paridade coberta de juros estabelece que a diferença entre o preço à vista de uma divisa estrangeira e o preço a termo (preço para a entrega da divisa em um momento no futuro) desta mesma divisa – em termos da divisa doméstica – deve refletir o diferencial entre as taxas de juros dessas duas moedas.

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

Seguindo a literatura internacional, as letras  $f$ ,  $s$  e  $i$  serão utilizadas neste trabalho, doravante, para designar a taxa de câmbio futura, a taxa de câmbio *spot* (ou à vista) e a taxa de juros, respectivamente. O sobrescrito \* é utilizado para representar que a taxa de juros é externa.

Em (1), temos uma representação linearizada da CIP, na qual o *forward premium* é dado pela diferença entre a taxa de câmbio futuro<sup>3</sup> ( $f_{t,t+k}$ ) e o câmbio *spot* ( $s_t$ ), e o diferencial de juros pela diferença entre a taxa doméstica ( $i_{t,t+k}$ ) e externa ( $i_{t,t+k}^*$ ), respectivamente. Os subscritos  $t$ ,  $t+k$  indicam que a comparação válida para a CIP deve ser feita entre taxas de câmbio futuro e taxas de juros com maturidades semelhantes.

Existem duas interpretações teóricas para a obtenção desta igualdade. A formulação tradicional, que remonta a Keynes (1923) e permanece até hoje como a interpretação mais difundida, postula a CIP como uma condição de não arbitragem e acredita que via arbitragem essa paridade é alcan-

3 Empregamos os termos taxa de câmbio a termo e taxa de câmbio futuro como sinônimos, significando a taxa cobrada para entrega de divisas no futuro. Na realidade, a taxa a termo refere-se a operações de balcão de bancos com seus clientes, enquanto o câmbio futuro diz respeito à taxa de cotação dos contratos futuros de câmbio negociados publicamente na BM&F no caso brasileiro.

çada. Ou seja, qualquer desigualdade na equação (1) criaria oportunidades de arbitragem, e consequentemente levaria a um fluxo de capitais que, pelo aumento/redução da taxa de câmbio futura, da taxa de câmbio à vista e/ou ainda do diferencial de juros, levaria a relação de volta à paridade.<sup>4</sup>

Uma interpretação alternativa sobre o comportamento do mercado, denominada visão cambista, postulada por Coulbois e Prissert (1974, 1976) e resgatada por alguns pós-keynesianos (Lavoie, 2000, 2003; Smithin, 2003), também acredita na validade da paridade coberta. Essa visão encara a CIP também como uma condição de não arbitragem, mas encara que o funcionamento do mercado não ocorre da maneira descrita por Keynes (1923), mas sim por meio de grandes instituições financeiras atuantes no mercado atacadista. Essas instituições fixam essa relação entre o câmbio à vista e a termo diretamente pelo custo incorrido para entrega futura de divisas a seus clientes. Dessa forma, a taxa *forward* é determinada por um *mark-up*,<sup>5</sup> igual ao diferencial de juros, sobre a taxa *spot*. Segundo essa visão, portanto, a condição de não arbitragem continua valendo como um referencial, mas o mercado não se move em direção à paridade por meio de arbitragem, e sim pela precificação das instituições financeiras seguindo a paridade coberta.<sup>6</sup>

O mecanismo por trás da visão cambista é bastante simples. Toda vez que um cliente dá uma ordem de compra (venda) de dólar a termo o banco se protege realizando simultaneamente uma operação de câmbio à vista na direção contrária. O custo de realizar tal operação é igual à diferença de tomar emprestado em uma moeda e aplicar a taxa de juros da outra. Em outras palavras, se, por exemplo, um cliente compra dólar para entrega futura, o banco toma emprestado na moeda doméstica (real), compra moeda estrangeira (dólar) ao preço da taxa de câmbio à vista e aplica em contratos

4 Autores supõem que o ajuste da CIP em direção ao equilíbrio se dá em variáveis diferentes. De acordo com Keynes (1923, p.124), por exemplo, a oferta e a demanda com contratos futuros faz com que o *forward premium* se ajuste ao diferencial de juros. Já Spraos (1953, p.116) ao assumir ofertas de moeda endógenas, acredita que o ajuste da CIP ocorre pela variação do diferencial de juros. Ou seja, o fluxo de capitais para o país com taxas de juros maiores aumenta sua base monetária e consequentemente reduz os juros, analogamente a saída de capitais reduz a oferta de moeda no outro país, elevando sua taxa de juros. Por fim, Tsiang (1959, p.59) afirma que o ajuste pode ocorrer tanto pelo *forward premium* quando pela variação dos juros.

5 Naturalmente, os bancos ganham uma pequena margem de lucro ao cobrar uma diferença entre o preço de compra e o preço de venda do câmbio a termo, assim como é usual no câmbio *spot*.

6 Convém notar que essa visão reflete a observação empírica de agentes que trabalhavam no Banco Central da França e tinham como referência o *Euromercado*.

denominados em moeda estrangeira (dólar). No momento de entrega, o banco possui exatamente a quantidade de dólares demandados pelo cliente, aplicada no exterior. O preço (taxa de câmbio futura) que o banco precisa cobrar para não ter prejuízo nesta operação é igual à taxa *spot* inicial somado ao custo líquido de realizar tal operação— igual ao diferencial de juros (a taxa na moeda doméstica menos a taxa da moeda estrangeira). Portanto, os custos envolvidos nessa operação devem ser levados em conta e se referem ao custo de empréstimo em moeda estrangeira e doméstica das instituições financeiras (Lavoie, 2000; Smithin, 2003).

É importante notar que uma condição necessária para que haja a validade da paridade coberta (seja ela explicada pela visão tradicional ou cambista) é que haja liquidez em divisa estrangeira suficiente para a realização dessas operações cobertas. Por ser uma operação coberta, não há risco na operação em si, e a paridade deve valer desde que não haja restrição de crédito nas duas moedas em questão. O agente tem conhecimento de todas as taxas de juros e câmbio previamente à tomada de decisão de fazer ou não a operação. É importante ressaltar que isso é válido mesmo em países com moeda dita não conversível, como o Brasil.

### 3 Revisão da literatura empírica

O método mais usual para avaliar a paridade coberta de juros consiste em aplicar testes estatísticos aos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  da estimação da equação (2). (McCallum, 1996, p. 191).

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

Assim, a não rejeição das hipóteses de que  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$  indica a validade empírica da CIP.

No decorrer das últimas décadas, empregou-se grande variedade de técnicas para testar a validade da CIP, bem como uma gama variada de bases de dados que diferem em múltiplos aspectos como tamanho, frequência, fonte e variáveis utilizadas. Os métodos econométricos empregados são direcionados a tratar problemas de autocorrelação, heterocedasticidade condicionada e não linearidades (Cieplinski; Braga; Summa, 2014, para um *survey*).

Em linhas gerais, pode-se afirmar que a literatura internacional confirma a paridade coberta, com relatos de diversos desvios da relação de equilíbrio. Assim, grande parte dos estudos para países desenvolvidos assume a validade da CIP e se concentra em compreender quando e por que ocorrem tais desvios. É o caso, por exemplo, de Baba e Packer (2009), que identificaram desvios da CIP durante o início da crise financeira mundial entre 2007 e 2008. A metodologia aplicada é um EGARCH a dados de alta frequência do mercado europeu de *swaps* cambiais.<sup>7</sup> Há evidências de afastamento da paridade coberta em função da falta de crédito em dólares na Europa, motivada pela percepção de maior risco dos bancos americanos em emprestar para suas contrapartes europeias. Tais desvios foram atenuados pelas linhas de *swap* de dólares fornecidos pelo Banco Central Europeu.

Destacamos assim três fatos marcantes acerca da literatura empírica internacional da CIP: (1) a evidência empírica parece confirmar a CIP para diferentes moedas e em diferentes épocas; (2) no entanto, podem ocorrer desvios desta relação em períodos de maior instabilidade nos mercados de moeda estrangeira, principalmente devido à ausência de liquidez para tomar empréstimo em uma ou nas duas moedas; e (3) por fim, os diversos estudos deixam claro a dificuldade de se obter exatamente os mesmos dados utilizados pelos participantes dos mercados de câmbio.

Em divergência com a literatura internacional, encontra-se um número reduzido de estudos empíricos sobre a paridade coberta de juros no Brasil, especialmente para o período mais recente. O baixo número de estudos pode ser atribuído tanto ao desinteresse em verificar uma relação repetidamente comprovada entre diversas moedas em vários períodos, quanto à dificuldade de se obter as variáveis adequadas. Esta segunda hipótese parece mais crível devido à inexistência de taxas de juros idênticas e comparáveis em reais e dólares americanos (como é o caso dos países desenvolvidos, onde pode-se utilizar taxas *libor* ou dos *euromercados* para diferentes moedas, por exemplo). Mencionamos apenas três trabalhos e mais algumas qualificações.

Em artigo recente, Skinner e Mason (2011) avaliam a CIP em países emergentes, incluindo o Brasil. Seu principal objetivo é constatar se, assim como nos países desenvolvidos, a CIP vale independentemente da

7 Outros estudos para o mesmo período são: Coffey, Hrung e Sarkar (2009) e Griffoli e Ranaldo (2011).

maturidade das taxas de câmbio futuro e de juros analisadas. A evidência confirma a CIP para Brasil, Chile, Rússia e Coreia do Sul com dados de três meses de maturidade. Contudo, o resultado não se repete com prazos de cinco anos. Os desvios grandes e frequentes da CIP em horizontes mais distantes são atribuídos principalmente a variáveis de risco. Custos de transação e o tamanho dos mercados cambiais em cada país também foram testados, mas não se mostraram relevantes. Este estudo confirma os resultados de Fong, Valente e Fung (2010) que atribuem desvios da CIP em dólares de Hong Kong a condições de liquidez e risco de crédito.

Miguel (2001) realiza testes univariados, calculando os desvios da CIP e multivariados para o Brasil. São utilizados dados mensais entre 1992 e 1998, e também semanais e diários entre 1995 e 1998. A dificuldade de se obter taxas de juros interna e externa compatíveis é contornada utilizando a taxa dos contratos futuros de DI da BM&F e a taxa *libor* de dólares americanos acrescida de uma medida de risco soberano, representada pelo EMBI+, como a taxa externa. A análise de cointegração confirma a CIP para os dados mensais. Entretanto, para dados diários e semanais os resultados são inconclusivos.

Por último, listamos o artigo de Silva, Triches e Hillbrecht (2009), que testa a paridade coberta no Brasil com dados mensais entre 1990 e 2004. Neste caso, consideram-se quatro variáveis de juros. São testadas quatro formas funcionais diferentes com as combinações das taxas de juros interna e externa, dadas pelas taxas do contrato futuro DI e SELIC e pelas taxas *libor* e dos *Treasury Bills* de um mês.

Os autores não encontram evidências a favor da paridade coberta. Vale ressaltar que as variáveis de juros não são acrescidas do EMBI+. Os parâmetros estimados do diferencial de juros ficam em torno de 0.5 e esta falha é justificada por uma limitada mobilidade de capitais no Brasil, como afirmam os autores:

*Resumidamente, não foi possível encontrar evidências empíricas em favor da manutenção da paridade coberta de juros através das séries construídas dos DCJ<sup>8</sup> 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 à 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. (Silva; Triches; Hillbrecht, 2009, p.516).*

.....  
8 DCJ é o Diferencial Coberto de Juros, expresso por  $DCJ = i_{t,K} - i_{t,K}^* - (f_{t,t+K} - s_t)$ .



Tabela 1 Estudos empíricos para a CIP no Brasil

	Metodologia	Período	Frequência
Skinner e Mason (2011)	MQO e GARCH	01/01/2003 - 31/10/2006	Diária
Miguel (2001)	Cointegração - Johansen	jan/1992 - dez/1998 fev/1995 - dez/1998	Mensal, semanal e diária
Silva, Triches e Hillbrecht (2009)	MQO, VEC e Filtro de Kalman	abr/1990 - mar/2004	Mensal

Fonte: Elaboração dos autores.

Por fim, consideramos algumas afirmações de Ventura e Garcia (2012). Apesar de não realizar testes específicos, os autores afirmam que a CIP vale para a economia brasileira, mas apenas quando há pagamento de juros nas posições, ou seja, no fim do dia. Ainda assim, ao longo do dia o *forward premium* parece flutuar em torno do diferencial de juros (Ventura; Garcia, 2012, p.39).

Segundo estes autores, a taxa de juros externa adequada para a CIP seria uma taxa externa, como a *libor*, mais um prêmio de risco.<sup>9</sup> Esta taxa seria equivalente à dos contratos futuros de cupom cambial. Por fim, a série de câmbio futuro é construída com as cotações do contrato de vencimento mais próximo que, portanto, muda mensalmente.<sup>10</sup>

## 4 Descrição e comentários sobre os dados

A dificuldade em realizar estudos empíricos no Brasil decorre, muitas vezes, da inexistência de alguns dados, da qualidade dos dados encontrados e da ausência de séries de tempo longas sem mudanças metodológicas. No caso do teste da paridade coberta, acrescentamos ainda um desafio maior,

9 Assim como em Miguel (2001).

10 Desta forma, temos um *forward premium* decrescente ao longo do mês: “No primeiro dia útil de cada mês este diferencial atinge seu valor máximo, reduzindo-se ao longo do tempo e convergindo para zero ao final do mês. Este fenômeno é conhecido como convergência dos preços à vista e futuro. Como se considera o primeiro vencimento dos contratos futuros (os contratos que se iniciam no primeiro dia útil do mês com vencimento no último dia útil do mesmo mês), tem-se que a cada dia que passa este contrato está um dia mais próximo de seu vencimento e desta forma há um dia a menos para se contabilizar juros. Assim, em seu último dia de negociação, praticamente não há diferença entre este contrato e uma unidade de dólar à vista.” (Ventura; Garcia, 2012, p. 39).

decorrente da própria institucionalidade do mercado de câmbio brasileiro em comparação com os países centrais: a ausência, na economia brasileira, de títulos compatíveis para as taxas de juros interna e externa. Em contraposição, para as economias desenvolvidas, é possível utilizar as taxas *libor* ou do Euromercado para comparar juros em duas moedas. É possível que este fator seja a causa da dificuldade enfrentada por alguns autores nacionais para verificar a CIP, em vez da suposta limitação da mobilidade de capitais no Brasil. Seria surpreendente a falha da paridade coberta em uma economia como a brasileira que, ainda que periférica, é intensamente integrada ao sistema financeiro mundial. Essa questão e a discussão do grau de mobilidade de capitais da economia brasileira, apesar de pertinente, foge ao escopo deste artigo.

Devido à inexistência de dados exatos, as variáveis utilizadas neste estudo são *proxies* das ideais, uma vez que não são computadas contemporaneamente, como seria necessário para o cálculo da CIP.<sup>11</sup> Portanto, há sempre algum desvio entre o *forward premium* e o diferencial de juros. Devido às imperfeições dos dados, não podemos prescindir da utilização de métodos econométricos para avaliar o teorema em questão.

Tendo em vista tais dificuldades, optou-se por realizar uma análise minuciosa dos dados antes de expor os resultados econométricos. Primeiramente, comparou-se a CIP calculada com contratos de câmbio futuro e cupom cambial de diferentes maturidades e em um horizonte relativamente grande de tempo, que inclui períodos de turbulência no mercado brasileiro de moeda estrangeira. Assim é possível observar desvios da paridade coberta no Brasil. Em seguida, prosseguimos para a comparação entre as taxas de juros do cupom cambial e as taxas externas acrescidas do spread do EMBI+.

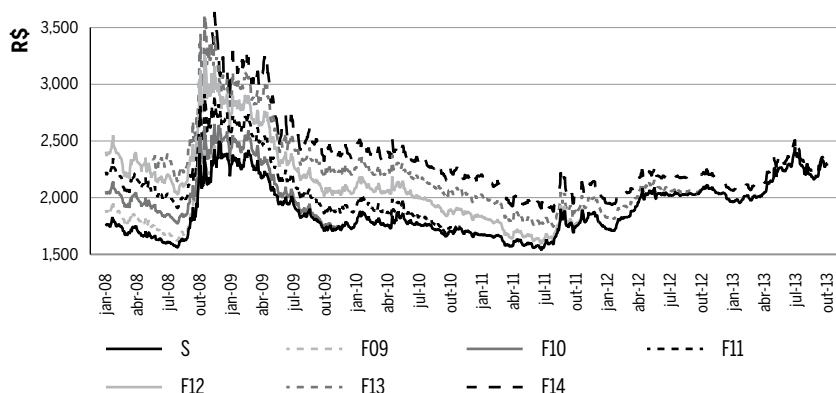
A escolha da janela temporal é de 2008 a 2014 e se dá devido à ausência de estudos sobre a Paridade Coberta da Taxa de Juros na literatura empírica sobre o Brasil. Essa janela é longa considerando que a frequência dos dados é diária. A janela inclui o período da crise do *subprime* intencionalmente, para tornar mais rica a análise do período e, de fato, colocar a validade da paridade à prova.

A taxa de câmbio à vista é calculada pela média entre as taxas de câmbio nominais diárias de compra e venda, em reais por dólar, computadas

11 Logo, não foi possível calcular os desvios exatos entre a taxa de câmbio futuro observada e o valor estabelecido pela CIP, como em Taylor (1987), por exemplo.

pelo Banco Central do Brasil. As taxas de câmbio futuro, por sua vez, são representadas pelos preços de ajuste diários dos contratos de futuro dólar, cotados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e coletados na *Bloomberg*.<sup>12</sup> Devido ao grande número de contratos, concentramos a análise em doze futuros com vencimento nos meses de janeiro e julho, entre 2008 e 2014.<sup>13</sup> Deve-se atentar, portanto, para a diferença entre o momento em que são computadas as cotações das taxas *spot* e futura. Enquanto a primeira é calculada pelo preço médio do dia,<sup>14</sup> a segunda consiste no preço médio dos contratos futuros negociados durante o período da tarde: o preço de ajuste diário.

Gráfico 1 Taxas de câmbio *spot* x futuro (janeiro)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Obs.: para melhor identificação das séries nos gráficos, o leitor deve seguir as linhas da seguinte forma: a série da taxa de câmbio *spot* *s* é a que tem menor nível; em seguida está a série F09 até a série F14 (acompanhando da esquerda para a direita, de baixo para cima). Algumas séries não cobrem todo o período da amostra.

12 Existem contratos futuros de dólar com vencimento em todos os meses do ano. Dora-vante, cada contrato será identificado por sua data de vencimento, em que as letras F, G, H, J, K, M, N, Q, U, V, X, Z correspondem aos doze meses do ano de vencimento de cada contrato. E o número a seguir indica o ano de vencimento de modo que a série denominada *F15* é composta pelos preços de ajuste diários do contrato futuro de dólares americanos com vencimento de janeiro de 2015. Os dados foram obtidos no dia 03/06/2014.

13 Os contratos são cotados até o primeiro dia útil do mês de vencimento. Como nossa amostra se estende do início de 2008 até o final de 2013, o primeiro contrato para o qual temos um número razoável de observações é o de vencimento em julho de 2008 (N08) e o último é o de término em janeiro de 2014 (*F14*).

14 Mais especificamente, as taxas são as médias das consultas realizadas diariamente exclu- das as duas maiores e as duas menores. São feitas quatro consultas de taxas aos *dealers* de câmbio: entre 10h e 10h10; 11h e 11h10; 12h e 12h10; e 13h e 13h10.

O gráfico 1 apresenta a taxa de câmbio *spot* e as taxas dos contratos futuros com vencimento em janeiro de diversos anos. Há uma visível convergência do preço futuro para o *spot* quando o primeiro se aproxima do vencimento. Naturalmente, quanto mais distante do vencimento maior é a distância entre os dois preços, devido ao maior diferencial de juros implícito na taxa futura, como explicam Ventura e Garcia (2012, p.39).

Consideremos agora as taxas de juros. Afirmamos anteriormente que as duas taxas precisam ser compatíveis, ou seja, devem ser observadas no mesmo período e corresponderem a títulos de igual maturidade. Mais importante ainda é que os agentes tenham acesso à liquidez, tanto em moeda doméstica quanto estrangeira. Esse objetivo é cumprido quando se utilizam, por exemplo, taxas *libor* de duas moedas diferentes. Uma vez que agentes brasileiros não são capazes de captar ao custo das taxas externas como *libor* em dólares ou *Fed Funds*, elas não podem ser comparadas diretamente com taxas internas como SELIC ou CDI no que concerne à paridade coberta de juros<sup>15</sup>. Faz-se necessário, portanto, que seja considerada uma taxa externa como a *libor* acrescida do *spread* imposto aos agentes brasileiros quando se financiam no exterior, cuja *proxy* é o *spread* dos títulos da dívida externa nacional dado pelo EMBI+.

A taxa do cupom cambial<sup>16</sup> segundo Garcia e Didier é “a taxa de rendimento, em moeda estrangeira, obtida para um investimento no Brasil para um título indexado ao dólar” (Garcia; Didier, 2003, p.262) e seria a taxa externa relevante para a CIP no Brasil segundo Ventura e Garcia (2012, p.39). Contudo, tal taxa é um fechamento tautológico para a paridade coberta, já que no cupom cambial ( $i^{CC}$ ) a taxa doméstica ( $i^{CDI}$ ) é dividida pela razão entre o câmbio *spot* na compra e a taxa de câmbio futuro ( $f/s$ ) referente ao contrato de vencimento igual ao do cupom cambial ( $t, t+k$ ) (Pinheiro; Almeida; Vicente, 2007, p.82). Logo, como fica

.....  
15 Assim fica clara a falha cometida por estudos que avaliam a CIP a partir de taxas cotadas em países diferentes, como Silva, Triches e Hillbrecht (2009), que compararam diretamente taxas DI e SELIC nacionais com a *libor* e a dos *Treasury Bills* em dólares americanos.

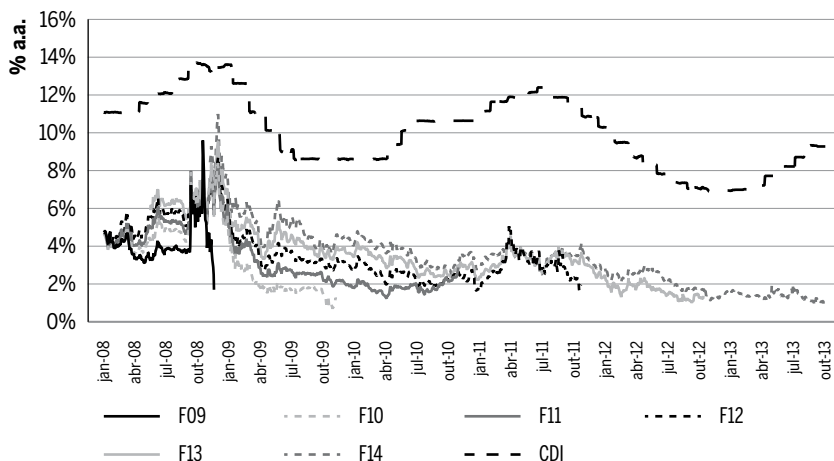
16 Contratos futuros de cupom cambial são cotados na BM&F. Além do contrato tradicional de cupom cambial (DDI), ou cupom cambial sujo, também existem cotações do *Forward Rate Agreement* de cupom cambial (FRC). Este último é conhecido como cupom cambial limpo, pois expurga a distorção causada pela variação cambial em relação ao dia anterior da compra (venda) do contrato. Na verdade, o FRA de cupom não é um ativo diferente do cupom cambial. É uma operação combinada de dois contratos DDI. A venda de um cupom cambial limpo (FRC) equivale à venda de um cupom sujo (DDI) longo casada com a compra de um contrato DDI curto.

claro na equação (3), essa taxa é equivalente a uma operação estruturada, em que o agente toma crédito no exterior, aplica em um papel atrelado ao CDI no Brasil, tendo que fazer a conversão pela taxa *spot*, e simultaneamente faz um *hedge* cambial no mercado futuro. Assim, cupom é a remuneração de um título ou contrato indexado, cuja taxa tem o dólar como referência e é resultado de uma operação estruturada que replica a rentabilidade de títulos indexados ao movimento cambial. Em outras palavras: o cupom cambial é a taxa de juros que remunera as aplicações em dólares *onshore*.<sup>17</sup>

$$i_{t,t+k}^{CC} = \frac{i_{t,t+k}^{CDI}}{\frac{f_{t,t+k}}{S_t}} \quad (3)$$

No gráfico (2) pode-se observar a taxa de juros CDI<sup>18</sup> e as taxas dos contratos de FRA de cupom cambial, identificadas por vencimento.

Gráfico 2 Taxas de juros: CDI e cupom cambial



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

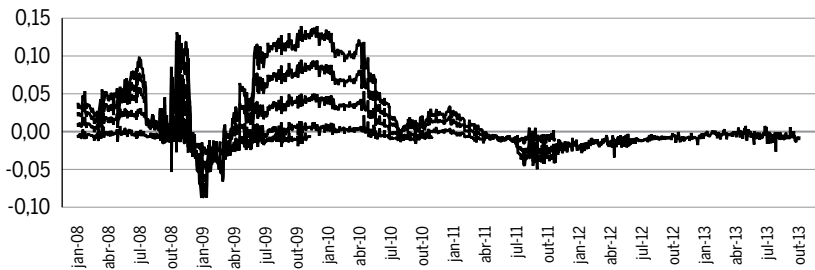
17 Como a legislação brasileira não permite depósitos em dólares, a taxa do cupom cambial é resultado de uma operação estruturada com dois elementos: 1) uma aplicação em um ativo em real que rende juros básicos (CDI) e 2) um *hedge* cambial.

18 A série foi obtida no sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central do Brasil (série 12).

Pode-se agora prosseguir para a descrição das variáveis utilizadas nos testes. Como uma primeira aproximação, calculamos o desvio entre o *forward premium* e o diferencial de juros para cada contrato com vencimento em janeiro ( $F09$ ,  $F10$ ,  $F11$ ,  $F12$ ,  $F13$  e  $F14$ ). São construídas duas variáveis para cada um desses seis prazos: a primeira ( $fs$ ) expressa o *forward premium*<sup>19</sup> e a segunda ( $ii$ ) o diferencial de juros.<sup>20</sup> A equação (4) exemplifica o cálculo dos desvios, pela razão entre as duas variáveis, para o contrato de vencimento em janeiro de 2009 ( $F09$ ).

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} \cdot \frac{\left(1 + i^{CC} \cdot \frac{k}{360}\right)}{\left(1 + i^{CDI}\right)^{\frac{n}{252}}} = \frac{fsF09}{iiF09} \quad (4)$$

Gráfico 3 Desvios da CIP – Contratos com vencimento em janeiro



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

A representação gráfica dos desvios da CIP sugere uma relação entre as variáveis ao longo do tempo. Destaca-se que os desvios são pequenos, oscilam em torno de zero próximo do vencimento dos contratos e se ampliam em horizontes mais distantes. Pode-se concluir que os desvios da CIP tendem a aumentar em função da distância do vencimento do contrato. Esta relação é observada para todos os vencimentos considerados, além do que, os desvios têm a mesma direção. Temos assim um primeiro

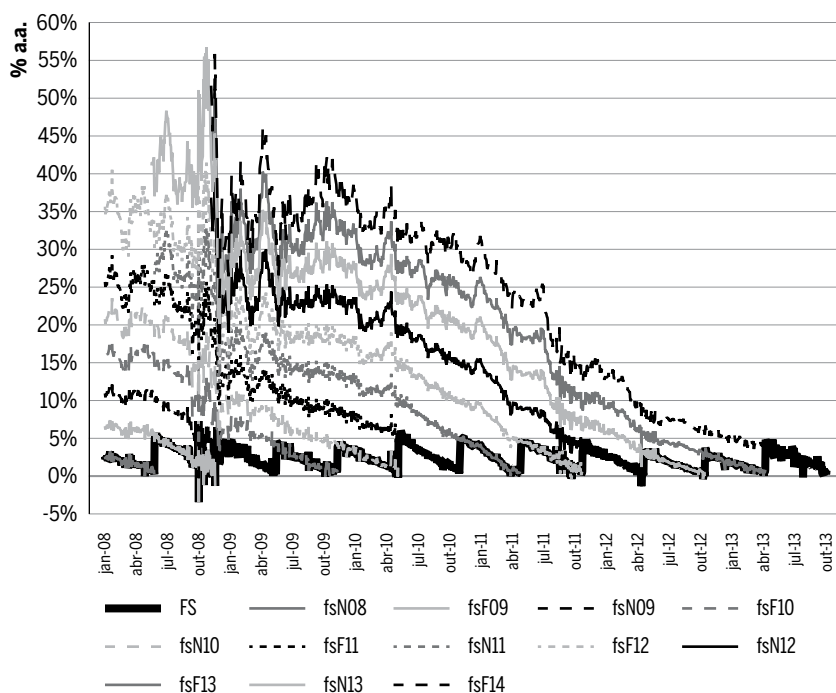
19 O *forward premium* é calculado pela simples divisão entre a taxa de câmbio do contrato futuro pela média entre as taxas *spot* de compra e venda para o mesmo dia.

20 O diferencial de juros ( $iiF09$ ) é calculado utilizando o CDI como a taxa interna e a taxa do contrato de FRC do contrato  $F09$  como a externa. Para ser compatível com o *forward premium* correspondente, ambas são ajustadas pelo número de dias até o vencimento dos contratos. As letras  $k$  e  $n$  representam o número de dias corridos e úteis, respectivamente entre o início da operação ( $t$ ) e o vencimento do contrato ( $t + k$ ).

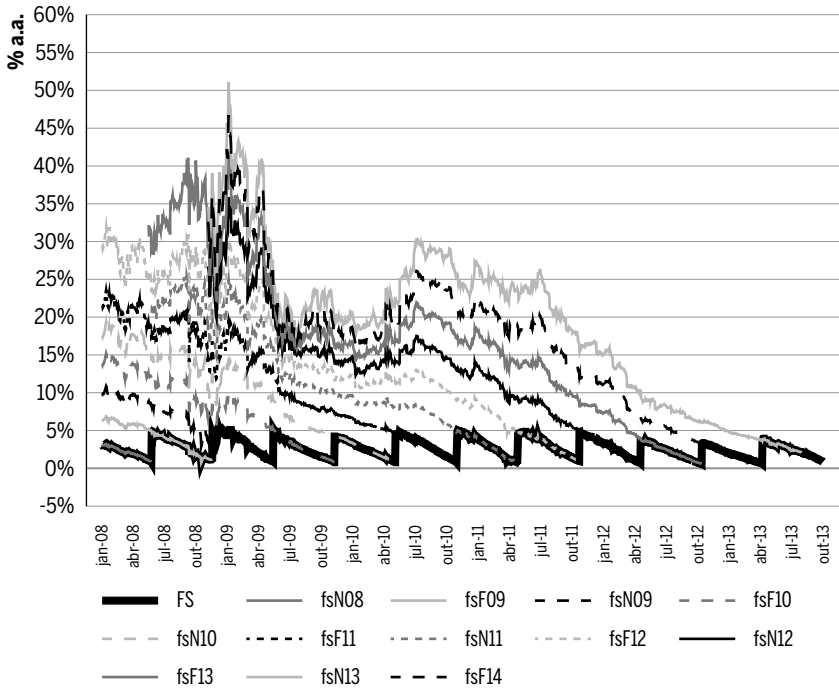
indício em favor da hipótese apresentada por Skinner e Mason (2011) que verificam a falha da CIP em mercados emergentes quando se consideram contratos mais longos e confirmam tal hipótese utilizando contratos de vencimento mais próximos.

O gráfico (3) fornece apenas uma intuição do funcionamento da paridade coberta no Brasil. Para o restante desta análise, construímos variáveis que utilizam apenas o período mais próximo ao vencimento para cada contrato. As novas variáveis do *forward premium* ( $fs$ ) e do diferencial de juros ( $ii$ ) cobrem todo o período entre o início de 2008 e o final de 2013 e são construídas pelo encadeamento da parte final das séries montadas para cada um dos contratos supracitados. Desta vez, porém, utilizamos, além dos contratos com vencimento em janeiro, os que vencem em julho. Então, cada contrato corresponde a aproximadamente seis meses das séries completas.<sup>21</sup> A construção de  $fs$  e  $ii$  é mais bem elucidada nos gráficos (4) e (5) a seguir:

Gráfico 4 **Série completa do Forward Premium ( $fs$ )**



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Gráfico 5 **Série completa do diferencial de juros (ii)**

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Pode-se replicar o exercício anterior calculando os desvios da CIP a partir de *fs* e *ii*. Desta vez não se verificam afastamentos duradouros do valor de equilíbrio estabelecido pela paridade coberta. E, mesmo sem o uso dos dados exatos, é possível fazer algumas inferências sobre os desvios da CIP. No gráfico (6) as barras cinzas representam valores com três desvios padrões de afastamento do desvio médio.<sup>21</sup>

É certo que três desvios representam um afastamento significativo. Além disso, devido aos problemas já mencionados de *sampling* e do uso de *proxies*, não é possível afirmar que observações com desvios menores em relação à média constituem verdadeiros períodos de falha da paridade coberta de juros no Brasil. Contudo, as observações com afastamento de três desvios padrões (ou mais) ocorrem com baixa frequência; podemos

21 Esta estratégia para obter séries a partir de diferentes contratos futuros é semelhante à explicada por Ventura e Garcia (2011, p.39) para elaborar uma série para as taxas de câmbio futuro, mas no nosso caso não utilizamos os contratos para todos os meses do ano.



associar quase a totalidade delas aos períodos de grande turbulência nos mercados cambiais. Entre os dezessete dias identificados no gráfico, onze se concentram entre 07 de outubro e 10 de dezembro de 2008, após os eventos que deflagraram definitivamente a crise financeira mundial em setembro de 2008: como a estatização das securitizadoras de hipotecas Fannie Mae e Freddie Mac no dia 6, a compra da Merrill Lynch & Co. pelo Bank of America no dia 14, a quebra do banco Lehman Brothers no dia 15 e o resgate da seguradora AIG pelo governo dos EUA no dia 16. Nenhum dos onze desvios ocorreu após o dia 16 de dezembro de 2008, quando o Federal Reserve americano reduziu sua taxa básica para a banda entre 0% e 0,25%. Vale mencionar ainda que o índice Dow Jones sofreu a maior queda semanal de sua história entre os dias 06 e 10 de outubro de 2008, e que até mesmo o mercado de eurodólares enfrentou sérias restrições de liquidez. Isso posto, parece bastante seguro afirmar que este período foi marcado por uma falha na paridade coberta de juros no Brasil, assim como foi verificado para outros países.<sup>22</sup>

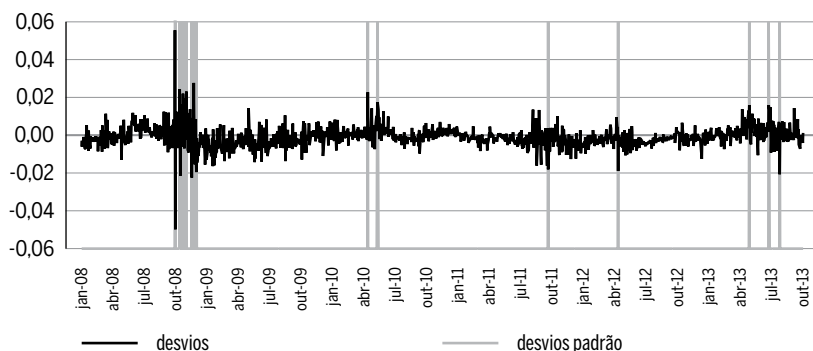
Entre os demais dias na região com três ou mais desvios padrões, temos também o dia 23 de maio de 2012, como agravamento da crise na zona do Euro, quando se temia uma possível saída da Grécia da moeda comum, o que levou o BCE a realizar *swaps* cambiais para o fornecimento de dólares. Entre os dias 1 e 18 de maio do mesmo ano, o mercado brasileiro experimentou uma fuga de 5,2 bilhões de dólares. Por fim, temos no ano de 2013 o dia 19 de junho, quando o FED anunciou o início do *tapering* do *Quantitative Easing 3* (QE3), reduzindo as compras de 85 para 65 bilhões de dólares por mês; e o dia 19 de setembro, quando devido a pioras nos indicadores de crédito da economia americana, o FED desiste de mais uma redução na compra de ativos do QE3, elevando a percepção de risco por parte dos participantes dos mercados financeiros.

Como vimos, a CIP deve ser válida quando se utiliza o cupom cambial para fechamento e os dados parecem confirmar essa hipótese. Isso nos fornece um caminho para definir uma taxa de juros externa alternativa, seguindo Garcia e Didier (2003, p.262) e Ventura e Garcia (2012, p.39), que afirmam que a taxa de juros do cupom cambial é igual à taxa de juros externa acrescida do risco país. Para compreender esta equivalência

.....  
22 Ver Baba e Packer (2009) e Coffey, Hrungr e Sarkar (2009).

deve-se notar que o risco país não é uma medida direta de risco e “...é definido e calculado pela simples diferença entre duas taxas de juros: a do país, e a dos títulos do governo americano (ambos na mesma moeda)” (Toledo, 2002, p.139).

Gráfico 6 **Desvios a partir das séries completas da CIP**



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

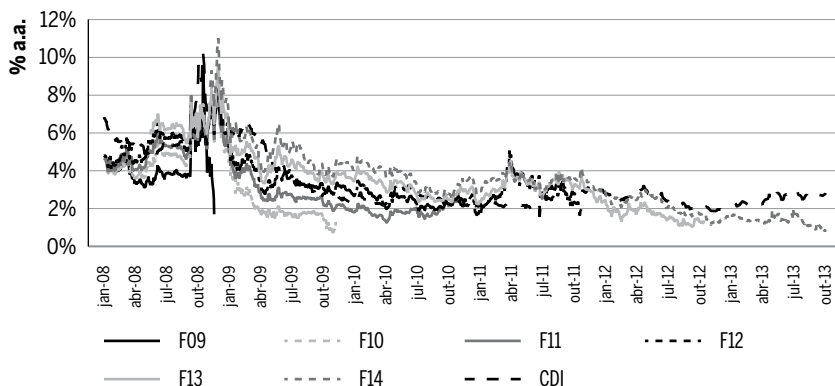
Logo, o uso de uma taxa externa acrescida do EMBI+ como a taxa relevante para a CIP faz sentido, pois expressa aproximadamente a taxa à quais bancos e outras instituições brasileiras conseguem se financiar em moeda estrangeira. Também é importante notar que, como a taxa do cupom cambial é referenciada ao dólar, contanto que haja acesso a mercados externos, instituições financeiras e demais agentes podem arbitrar tomando emprestado no exterior à *libor* mais EMBI+, por exemplo, e aplicando no cupom cambial.<sup>23</sup>

O gráfico (7) compara a taxa *libor* de seis meses, toda acrescida do EMBI+ brasileiro<sup>24</sup> com os juros dos contratos de FRA de cupom cambial de maturidades diversas.

23 Há autores que acreditam existir possibilidade de arbitragem pela própria relação entre o cupom cambial e a taxa externa (*libor*) (Rossi, 2011). No período de análise, a existência recorrente de leilões de compra de dólares pelo Banco Central do Brasil exigiu dos bancos posicionamentos ativos no qual esses compravam dólar futuro, tomavam empréstimos no exterior e vendiam esse dólar para o banco central. Ou seja, os bancos praticaram operações de arbitragem que resultam em aplicação no cupom cambial e no pagamento de juros externos.

24 As três taxas de juros externas foram obtidas no *Federal Reserve Economic Data* do *Federal Reserve Bank of St. Louis*. O EMBI+ brasileiro, calculado pelo J.P. Morgan foi extraído do IPEADATA.

**Gráfico 7 Taxas de juros externas acrescidas do EMBI+ x taxas de juros do FRA de cupom cambial**

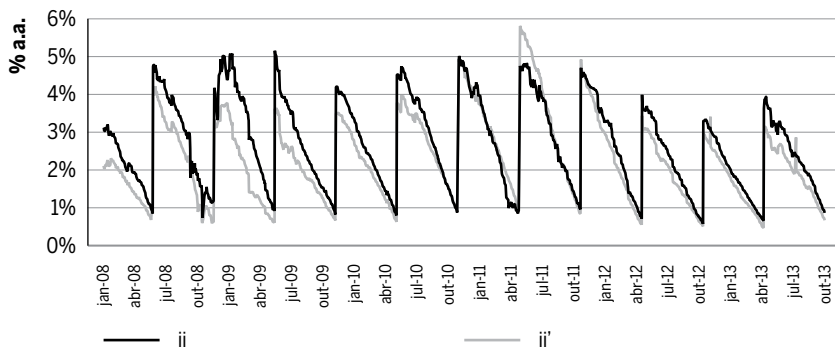


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Finalmente, calculamos um novo diferencial de juros ( $ii'$ ), utilizando a taxa *libor* acrescido do EMBI+ como os juros externos. A série foi construída de forma análoga à  $ii$ . As taxas interna e externa de juros são ajustadas pelo número de dias úteis ( $k$ ) e corridos ( $n$ ), respectivamente, até o vencimento do contrato de câmbio futuro correspondente, tal como na equação (5).

$$ii' = \frac{\left(1 + i^{CDI}\right)^{\frac{k}{252}}}{\left(1 + \left(i^{libor} + \frac{embi +}{100}\right) \cdot \frac{n}{360}\right)} \quad (5)$$

**Gráfico 8 Diferenciais de juros:  $ii$  e  $ii'$**



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Apesar de utilizarmos duas séries contínuas de juros, em contraste com as taxas de cada contrato de FRA de cupom cambial em  $ii$ , a nova série do diferencial de juros ( $ii'$ ) tem o mesmo aspecto “quebrado” que a anterior devido ao número de dias pelos quais as taxas são ajustadas. Então, o diferencial de juros é comparável com o *forward premium*, que tende a reduzir-se quando se aproxima do vencimento. O gráfico (8) compara as duas variáveis construídas para o diferencial de juros ( $ii$ ) e ( $ii'$ ).

## 5 Especificações econométricas da paridade coberta de juros<sup>25</sup>

### 5.1 Testes de raiz unitária e de cointegração

Antes de realizarmos os testes diretos da CIP a partir das variáveis  $ii$  e  $ii'$ , é importante constatar se a relação visual do gráfico (7) é coerente economicamente.<sup>26</sup>

Séries financeiras de alta frequência, como as utilizadas nos testes a seguir, são notáveis por apresentar volatilidade instável, causando distorções de tamanho que elevam a possibilidade de rejeição incorreta da hipótese nula em testes com séries heterocedásticas (Cavalieri; Taylor, 2007). Por causa dessa característica, o teste de cointegração escolhido é o de Phillips e Ouliaris (1990) (P-O) com o uso da  $z$  do teste de raiz unitária de Phillips-Perron. A inclusão na estatística  $z$  das autocovariâncias dos resíduos é o que permite corrigir os efeitos da autocorrelação serial e heterocedasticidade nos resíduos, fazendo o teste contornar as distorções causadas pela instabilidade da volatilidade das séries financeiras. Portanto, é razoável assumir que o teste P-O é uma boa alternativa, tanto para as variáveis de juros abaixo quanto para as da CIP ( $fs$ ,  $ii$  e  $ii'$ ). Além disso, como todos os casos estimados são bivariados, não é necessária a adoção de um teste multivariado como o de Johansen. De fato, em casos bivariados apenas um vetor de cointegração pode ser obtido. Vale ressaltar

.....  
25 Os *softwares* utilizados foram o EViews 8.1 e o R (R Core Team (2016). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>).

26 As estatísticas descritivas das séries utilizadas indicam a ausência de normalidade das séries e estão à disposição do leitor por meio de contato com os autores.

a vantagem adicional do teste de P-O de ser invariante à normalização escolhida ao vetor de cointegração.

Para tanto, primeiro apresentamos na tabela (3) os testes de raiz unitária das variáveis correspondentes às taxas externas de juros: a taxa *libor* de 6 meses acrescida do *spread* do EMBI+ brasileiro e as taxas do cupom cambial com vencimento nos meses de janeiro entre 2009 até 2014. Devido aos possíveis problemas supracitados, utilizamos cinco diferentes testes, a saber, testes de PP (Phillips-Perron, 1988), KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992), ADF (Dick-Fuller Aumentado de Dickey e Fuller, 1979), ADF-GLS (Dick-Fuller Aumentado Generalizado de Elliot, Rothemberg, & Stock, 1996) e, adicionalmente o teste LS (Lee Strazicich, 2003)<sup>27</sup>, considerando a possibilidade de duas quebras estruturais nas séries, escolhidas de forma endógena.

Tabela 2 Testes de raiz unitária– taxas de juros externas

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS	LS
<b>Libor 6m + embi+</b>	-2,166	-2,223	2,767	-0,121	-2,253
<b>frcF09</b>	-2,245	-2,245	**0,538	**1,929	-1,789
<b>frcF10</b>	-1,493	-0,905	***2,171	-1,162	-1,723
<b>frcF11</b>	-1,588	-1,362	***2,438	-1,061	-2,489
<b>frcF12</b>	-1,948	-1,628	***2,507	-1,256	-3,085
<b>frcF13</b>	-1,858	-1,531	***3,218	-0,429	-3,137
<b>frcF14</b>	***-3,395	***-2,840	***3,620	0,230	-2,958

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Obs.: \*\*\*, \*\* e \* significam que os testes são significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente, indicando a rejeição da hipótese de raiz unitária no caso do teste ADF, PP ADF-GLS e LS e de estacionariedade no caso do KPSS. Como variável determinística, adicionou-se uma constante a todos os casos e, adicionalmente, variáveis dummies para duas quebras de nível no caso do teste LS (em datas automaticamente escolhidas de forma endógena ao teste). A inclusão de uma tendência determinística linear não altera os resultados dos testes e as estatísticas não foram reportadas por restrição de espaço.

Os testes indicam o caráter integrado dessas séries, exceto pelas estatísticas de ADF-GLS para o *frcF09*, e de ADF e PP para o *frcF14*.<sup>28</sup>

27 Os autores agradecem as rotinas dos testes de Lee e Strazicich no R disponibilizadas pelos economistas do IPEA Raphael Rocha Gouvêa e Thais Helena Fernandes Teixeira.

28 No primeiro caso, apenas o teste de ADF-GLS indica a estacionariedade da série, enquanto todos os outros, inclusive o teste KPSS apontam uma série I (1) e, portanto, parece razoável assumir que a *frcF09* possui uma raiz unitária. Os testes para *frcF14*, por outro lado, são menos conclusivos. Ainda assim, optamos por assumir a raiz unitária e realizar o teste

São encontrados vetores de cointegração para quatro das seis relações testadas, entre a taxa *libor* + EMBI+ e as taxas do FRA de cupom cambial com vencimentos em janeiro de 2009, 2011, 2012 e 2013. Os vetores de cointegração estimados apontam coeficientes  $\alpha$  iguais a zero, porém, coeficientes  $\beta$  menores do que a unidade. Esta diferença pode ser atribuída, em parte, ao risco de fronteira: o risco de conversibilidade que não é captado pelo *spread* do EMBI+. Isso porque a taxa do cupom cambial, apesar de indexada ao dólar, é denominada em reais (Heck; Garcia, 2005, p.9).

No caso das taxas *frcF12* e *frcF13*, também se deve considerar o impacto da circular 3.530 do BC, de abril de 2011, que institui o recolhimento de depósito compulsório sobre a posição vendida em dólares dos bancos nacionais. Sendo assim, limitou-se a arbitragem entre taxas externas e do cupom cambial, como é possível observar pelo afastamento destas taxas entre maio e agosto de 2011 no gráfico (7).

Tabela 3 Testes de cointegração de P-O – taxas de juros externas

Célula	P-O (estat. z)	Vetor	$\alpha$	$\beta$
$frcF09 = \alpha + \beta.(libor\ 6m + embi+)$	***-19,24	t	0,005	0,619
		prob.	0,029	0,000
$frcF10 = \alpha + \beta.(libor\ 6m + embi+)$	-13,67	t		
		prob.		
$frcF11 = \alpha + \beta.(libor\ 6m + embi+)$	** -22,98	t	-0,001	0,819
		prob.	0,040	0,000
$frcF12 = \alpha + \beta.(libor\ 6m + embi+)$	***-28,48	t	0,011	0,675
		prob.	0,000	0,000
$frcF13 = \alpha + \beta.(libor\ 6m + embi+)$	** -23,15	t	0,008	0,820
		prob.	0,000	0,000
$frcF14 = \alpha + \beta.(libor\ 6m + embi+)$	-13,13	t		
		prob.		

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&F Bovespa e Bloomberg.

Obs.: \*\*\*, \*\* e \* significam que os testes são significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente, indicando rejeição da hipótese de ausência de cointegração. Como variável determinística, adicionou-se uma constante. Para o número de autocovariâncias optou-se pela opção *long* de Pfaff, (2008), devido ao número elevado de observações nas séries..

.....  
de cointegração.

Se de fato a taxa do cupom cambial é um fechamento tautológico para a paridade coberta de juros, como na equação (4), a constatação dessas relações de cointegração constitui uma primeira evidência em favor da CIP no Brasil.

O segundo passo da análise econométrica é testar as relações entre os *forward premium* se os diferenciais de juros calculados com a taxa do FRA de cupom cambial em diversos vencimentos, também pelo teste de P-O.

Tabela 4 Testes de Raiz Unitária – CIP

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS	LS
<i>fsF09</i>	0,331	***-3,676	***1,924	1,797	-3,328
<i>fsF10</i>	-0,482	-1,069	***2,675	1,343	*-3,668
<i>fsF11</i>	-0,785	-0,993	***3,079	1,116	** -4,424
<i>fsF12</i>	-1,063	-1,156	***3,716	0,774	*-3,588
<i>fsF13</i>	-1,268	-1,320	***4,113	0,477	-3,365
<i>fsF14</i>	-1,594	-1,770	***4,181	0,673	-3,362

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS	LS
<i>iiF09</i>	0,142	0,445	***1,933	2,179	-2,405
<i>iiF10</i>	-0,430	-0,150	***2,605	1,118	-3,177
<i>iiF11</i>	-0,682	-0,477	***3,171	0,992	-3,127
<i>iiF12</i>	-0,951	-0,823	***3,729	0,788	-3,146
<i>iiF13</i>	-0,984	-0,897	***3,692	0,484	-2,690
<i>iiF14</i>	-1,229	-1,083	***3,333	0,195	-1,907

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Obs.: \*\*\*, \*\* e \* significam que os testes são significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente, indicando rejeição da hipótese de raiz unitária no caso do teste ADF, PP ADF-GLS e LS e de estacionariedade no caso do KPSS. Como variável determinística, adicionou-se uma constante para todos os casos e, adicionalmente, variáveis dummies para as quebras de nível no caso do teste LS (em datas automaticamente escolhidas de forma endógena ao teste). A inclusão de uma tendência determinística linear não altera os resultados dos testes e as estatísticas não foram reportadas por restrição de espaço.

Os testes acima indicam a presença de raízes unitárias na grande maioria das vezes. As únicas exceções ocorrem com o *fsF09*, pela rejeição da hipótese nula nos testes de PP a 1%, e com o *fsF11* com a rejeição do teste LS, a 5%, além das rejeições apenas a 10% no caso do *fsF10* e *fsF11*. Ainda assim, optamos por assumir que as variáveis são integradas de ordem um I (1).

Os testes indicam relações de cointegração em cinco dos seis testes, fornecendo evidências em favor da CIP. As estatísticas de teste são tão mais significativas quanto menor o intervalo de tempo entre o início da amostra e o vencimento dos contratos. Portanto, há mais indícios, além da inspeção gráfica dos desvios da CIP (gráfico 3), em favor da hipótese de Skinner e Mason (2011), segundo a qual em economias emergentes a CIP vale apenas quando calculada com títulos e contratos de curta maturidade. Os resultados cancelam o uso das séries construídas para meses próximos do vencimento (*fs*, *ii* e *ii'*), o que será demonstrado na próxima seção.

Tabela 5 Testes de cointegração de P-O – CIP

	P-O	Vetor	$\alpha$	$\beta$
<b>fsF09 = <math>\alpha</math> + <math>\beta</math>.iiF09</b>	***-269,9511	t	0,002	1,037
		prob.	0,112	0,000
<b>fsF10 = <math>\alpha</math> + <math>\beta</math>.iiF10</b>	***-109,4511	t	-0,015	1,275
		prob.	0,000	0,000
<b>fsF11 = <math>\alpha</math> + <math>\beta</math>.iiF11</b>	***-38,0415	t	-0,004	1,150
		prob.	0,046	0,000
<b>fsF12 = <math>\alpha</math> + <math>\beta</math>.iiF12</b>	**-25,1280	t	0,008	1,117
		prob.	0,000	0,000
<b>fsF13 = <math>\alpha</math> + <math>\beta</math>.iiF13</b>	**-17,8370	t	0,008	1,132
		prob.	0,000	0,000
<b>fsF14 = <math>\alpha</math> + <math>\beta</math>.iiF14</b>	-10,4160	t	0,018	1,087
		prob.	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

\*\*\*, \*\* e \* significam que os testes são significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente, indicando rejeição da hipótese de ausência de cointegração. Como variável determinística, adicionou-se uma constante, coerentemente como a especificação da paridade coberta da taxa de juros, possibilitando a interpretação dos parâmetros. Para o band with parameter optou-se pela opção long de Pfaff (2008), devido ao número elevado de observações nas séries.

Os vetores de cointegração estimados apontam coeficientes  $\alpha$  iguais a zero e coeficientes  $\beta$  próximos da unidade.

## 5.2 Modelo GARCH

A terceira e última parte da estratégia econométrica é modelar diretamen-



te a paridade coberta de juros, a partir das séries construídas para meses próximos do vencimento, descritas na seção 4. A CIP é testada a partir do diferencial de juros calculado a partir do FRA de cupom cambial (*ii*) e também com o diferencial construído com a *libor* em dólares acrescida do EMBI+ brasileiro (*ii'*).

Desta vez, os testes de raiz unitária são conclusivos em favor da estacionariedade de *fs*, *ii* e *ii'*<sup>29</sup>. Podemos assim avaliar modelos de regressão simples.

Tabela 6 Testes de raiz unitária para as séries completas – CIP (*fs*, *ii* e *ii'*)

Célula	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS	LS
<i>fs</i>	***-6,5023	***-16,1867	*0,3567	***-6,3735	***-9,5842
<i>ii</i>	***-5,2190	***-5,3018	*0,3519	***-4,8455	***-6,9778
<i>ii'</i>	***-5,0877	***-5,3042	0,2468	***-4,8744	***-6,1583

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Obs.: \*\*\*, \*\* e \* significam que os testes são significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente, indicando rejeição da hipótese de raiz unitária no caso do teste ADF, PP ADF-GLS e LS e de estacionariedade no caso do KPSS. Como variável determinística adicionou-se uma constante a todos os casos e, adicionalmente, variáveis dummies para as quebras de nível no caso do teste LS (em datas automaticamente escolhidas de forma endógena ao teste). A inclusão de uma tendência determinística linear não altera os resultados dos testes e as estatísticas não foram reportadas por restrição de espaço.

Na regressão sobre a taxa *ii*, os resíduos da estimação por MQO<sup>30</sup> (6) indicam a presença de auto correlação serial, heterocedasticidade condicional e não normalidade dos resíduos. O teste de White, por outro lado, não rejeita a hipótese nula de homocedasticidade. Já a regressão sobre a taxa *ii'* (7) enfrenta os mesmos problemas de autocorrelação serial e heterocedasticidade condicional, além da heterocedasticidade indicada pelo teste de White. As equações abaixo apresentam os coeficientes estimados e abaixo, entre parênteses, o p-valor correspondente.

$$fs_t = \frac{0.0039}{(0.0000)} + \frac{0.9554}{(0.0000)} ii'_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

29 O teste KPSS aponta na direção contrária dos demais, rejeitando a estacionariedade com um p-valor muito próximo de 10%. Contudo, acreditamos que as séries são I (0) devido à rejeição da raiz unitária ao nível de 1% nos outros três testes e também porque os resíduos das regressões desta seção também são I (0).

30 Nas equações das regressões, de agora em diante, são apresentados os coeficientes estimados com os respectivos p-valores abaixo entre parênteses.

$$f_{s_t} = \frac{-0.0004}{(0.2508)} + \frac{0.9808}{(0.0000)} ii_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Tabela 7 Testes nos resíduos – MQO equações (6) e (7)

	Equação 6		Equação 7	
	F	n.R <sup>2</sup>	F	n.R <sup>2</sup>
White	0,0768	0,1539	***5,1812	***10,3076
ARCH-LM (1)	***250,41	***212,33	***238,84	***203,96
ARCH-LM (63)	***8,19	***384,71	***7,27	***352,90
Breusch-Godfrey LM (10)	***22,71	***196,61	***75,46	***491,33
Breusch-Godfrey LM (63)	***5,35	***281,86	***13,90	***552,4978
Jarque-Bera	***10512,42		***2130,71	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

Obs.: Os números entre parênteses ao lado dos testes indicam o número de defasagens máximas permitidas.

Como os problemas de resíduos não esféricos não afetam a não-tendenciosidade do estimador, é possível avaliar os valores dos coeficientes. Mesmo neste modelo de regressão linear simples, a constante se manteve próxima de zero, coerentemente com a forma funcional da CIP. O coeficiente  $\beta$  ficou próximo a 1,00 (um):  $\beta = 0,9808$  quando a taxa externa é o FRA de cupom cambial e  $\beta = 0,95$  quando a taxa externa é a *libor 6m* + EMBI+.

Corrigimos os problemas nos resíduos da regressão simples estimando um GARCH (1,1) com a inclusão da variável exógena ( $ii$ ) na equação da média condicionada (ver Bollerslev, Engle e Nelson (1994) para um *survey* a respeito desses modelos). Foi necessário adicionar ainda os termos AR e MA, ambos de primeira ordem, à equação da média condicionada, para eliminar a autocorrelação. Adicionalmente, o GARCH é estimado com resíduos GED (Generalized Error Distribution) devido a não normalidade dos mesmos indicada nas estatísticas descritivas e nos resíduos da regressão da tabela 8<sup>31</sup>. Obtemos, então, um modelo capaz de corrigir os problemas encontrados na estimação de (6).<sup>32</sup>

31 As estatísticas descritivas foram suprimidas por restrição de espaço e podem ser disponibilizadas aos leitores por meio de mensagem.

32 O teste de Ljung-Box não rejeita a hipótese nula em nenhuma das defasagens do correlograma.

Analogamente, no caso da regressão sobre  $ii'$ , também foi possível corrigir os problemas dos resíduos estimando um GARCH (1,1), com distribuição GED e termos AR (1) e MA (1) na equação da esperança condicionada para corrigir a autocorrelação.

A escolha da especificação GARCH (1,1), assim como o uso das componentes AR (1) e MA (1) para a equação da esperança condicionada, ocorreu de acordo com dois critérios: 1) a especificação que gerasse resíduos sem heterocedasticidade e autocorrelação remanescente; e2) o critério de informação de Schwarz.

$$\hat{f}_{s_t} = \frac{-0.0015}{(0.0029)} + \frac{1.0161}{(0.0000)} ii_t + \frac{0.9796}{(0.0000)} \hat{f}_{s_{t-1}} + \varepsilon_t - \frac{0.8820}{(0.0000)} \varepsilon_{t-1} \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{0.0000}{(0.0109)} + \frac{0.1272}{(0.0000)} \varepsilon_{t-1}^2 + \frac{0.8720}{(0.0000)} \sigma_{t-1}^2$$

$$\hat{f}_{s_t} = \frac{0.0009}{(0.6371)} + \frac{1.0188}{(0.0000)} ii'_t + \frac{0.9881}{(0.0000)} \hat{f}_{s_{t-1}} + \varepsilon_t - \frac{0.8231}{(0.0000)} \varepsilon_{t-1} \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{0.0000}{(0.0000)} + \frac{0.1501}{(0.0000)} \varepsilon_{t-1}^2 + \frac{0.8486}{(0.0000)} \sigma_{t-1}^2$$

Tabela 8 Testes ARCH-LM para equações (8) e (9)

	Equação 8		Equação 9	
	F	n.R <sup>2</sup>	F	n.R <sup>2</sup>
ARCH-LM (1)	1,092	1,093	0,829	0,830
ARCH-LM (63)	0,357	23,203	0,394	25,600

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil, BM&FBovespa e Bloomberg.

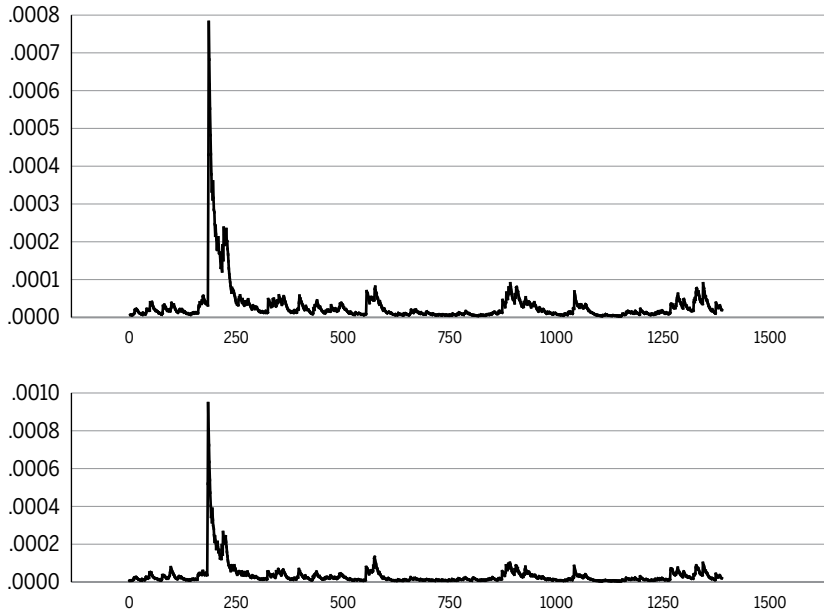
Obs.: Os números entre parênteses ao lado dos testes indicam o número de defasagens máximas permitidas.

Assim, também nos modelos GARCH (1,1) obtivemos parâmetros muito próximos de zero para a constante, ( $\alpha = -0.0015$  e  $\alpha = 0.0009$ ), e valores estatisticamente iguais a 1 para  $\beta$  ( $\beta = 1.0161$  e  $\beta = 1.0188$ )<sup>33</sup>, para os diferenciais de juros medidos pelo FRA de cupom cambial e pela *libor 6m* acrescida .....

33 Em ambos os modelos, o teste de Wald indica a não rejeição da hipótese de que os coeficientes são iguais a 1.

do EMBI+, respectivamente. Além disso, os modelos apresentam resíduos razoavelmente bem-comportados. Os resultados indicam a validade da paridade coberta de juros no Brasil entre 2008 e 2013.

Gráfico 9 **Variâncias condicionais do GARCH (1,1) das equações (8) e (9)**



Fonte: Elaboração própria.

## 5 Conclusão

O teorema da paridade coberta encontra sólido respaldo empírico na literatura internacional entre diferentes países e períodos. No Brasil, entretanto, não existem muitos trabalhos empíricos sobre o tema e a maioria encontra dificuldades em testar essa relação. Dessa forma, este artigo buscou contribuir para o debate ao testar o teorema de paridade coberta de juros para a economia brasileira entre os anos de 2008 e 2013. Em especial, destacamos o valor encontrado para a constante, de  $\alpha$  muito próximo de zero e do parâmetro  $\beta$  estatisticamente igual à unidade. Sendo assim, mesmo utilizando *proxies* e construindo as séries com um período relativamente longo, de aproximadamente seis meses para cada contrato, os modelos

estimados parecem sustentar a validade da paridade coberta de juros no Brasil entre 2008 e 2013.

É importante ponderar, contudo, que, como se tratam de estimativas pontuais, os resultados encontrados não invalidam a presença de desvios da paridade, como emblematicamente aconteceu no período turbulento gerado com a eclosão da crise do *subprime*, detectado no trabalho. É interessante notar que esse desvio também aconteceu em países Europeus, durante a crise do *subprime*, como demonstraram Baba e Packer (2009). Econometricamente, esses desvios configuram resíduos autocorrelacionados, não normais e com efeitos ARCH, tratados na modelagem. Categoricamente, pode-se afirmar que o trabalho indica que a CIP foi válida no período de 2008 a 2013 na economia brasileira, mas que houve desvios de curto prazo.

Uma segunda contribuição deste artigo diz respeito à importância de se utilizar variáveis de juros compatíveis no cálculo da CIP, isto é, taxas acessíveis aos agentes do mercado nacional. Procuramos evitar a comparação entre ativos financeiros com características muito diferentes, levando à enganosa conclusão de uma falha na CIP. Nesse sentido, foi possível verificar que o EMBI+ deve ser levado em consideração na denominação da taxa externa de juros. De fato, foi possível ainda verificar econometricamente que o EMBI+ é uma variável relevante para testar a paridade coberta de juros.

A justificativa teórica para a inclusão do EMBI+ na denominação da taxa externa de juros pode ser interpretada de duas formas: segundo a interpretação predominante, a presença de um prêmio de risco positivo é um indicativo, ou um resultado, de uma limitada mobilidade de capitais no Brasil. Esta limitação leva a uma falha, comumente encontrada na literatura empírica, da CIP quando o EMBI+ não é levado em consideração. A outra interpretação é fundamentada na versão cambista da taxa de juros: como o risco país é um *spread* em relação à taxa livre de risco do dólar americano, este reflete um custo adicional de captação dos agentes nacionais em moeda estrangeira. Nesse sentido, a taxa externa dada pela *libor* acrescida do EMBI+ nacional é um indicativo do custo efetivo de crédito de bancos e empresas brasileiras em dólar.

Da mesma forma, seguindo essa versão da CIP, não é de se surpreender que a paridade tenha sido verificada em média no período estudado, mesmo num período em que várias medidas de controle de capitais, especialmente na forma de tributação das movimentações financeiras, fo-

ram adotadas. Na versão cambista, o IOF (impostos sobre movimentação financeira), assim como qualquer custo de transação, é automaticamente “precificado” na denominação da taxa de câmbio futura, pois constitui um custo adicional para a transação. É possível afirmar que o presente estudo, de caráter eminentemente empírico, é coerente, portanto, com a interpretação da versão cambista da CIP, porém, essa discussão teórica das diferentes versões da paridade foge ao escopo deste trabalho.

Um último resultado corrobora uma conclusão de Skinner e Mason (2011), de que é difícil encontrar resultados de validade da paridade coberta para países emergentes quando os contratos utilizados são de prazos mais longos. Nossos gráficos e testes de cointegração parecem indicar um distanciamento do valor de equilíbrio da CIP conforme maior o prazo do contrato. Entretanto, é provável que tais falhas sejam na verdade consequências da reduzida liquidez dos contratos mais distantes de câmbio futuro no mercado brasileiro.

## Referências

- BABA, N.; PACKER, F. Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–08. *Journal of Banking & Finance*, v. 33, n.11, p. 1953-1962, 2009.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; NELSON, D. B. ARCH models. *Handbook of Econometrics*, v. 4, p. 2959-3038, 1994.
- CAVALIERE, G.; TAYLOR, A. M. Testing for unit roots in time series models with non-stationary volatility. *Journal of Econometrics*, v. 140, n. 2, p. 919-947, 2007.
- CIEPLINSKI, A.; BRAGA, J.; SUMMA, R. Avaliação empírica do teorema da paridade coberta para a economia brasileira *Texto para Discussão* 22, Instituto de Economia da UFRJ, 2014.
- COFFEY, N.; HRUNG, W. B.; SARKAR, A. Capital constraints, counterparty risk, and deviations from covered interest rate parity. *Staff Report*, Federal Reserve Bank of New York, 2009.
- COULBOIS, P.; PRISSERT, P. Forward exchange, short term capital flows and monetary policy. *De Economist*, v. 122, n. 4, p. 283-308, 1974.
- COULBOIS, Paul; PRISSERT, Pierre. Forward exchange, short term capital flows and monetary policy: A reply. *De Economist*, v. 124, n. 4, p. 490-492, 1976.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient test for autorregressive unit root. *Econometrica*, 64, 1996.
- FONG, W.M.; VALENTE, G.; FUNG, J. K. W. Covered interest arbitrage profits: The role of liquidity and credit risk. *Journal of Banking & Finance*, v. 34, n. 5, p. 1098-1107, 2010.

- GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 2, p. 253-297, 2003.
- GRIFFOLI, T.; RANALDO, A. *Limits to arbitrage during the crisis: funding liquidity constraints and covered interest parity*. Available at SSRN 1569504, 2011.
- HECK, S. K. T.; GARCIA, M. G. P. *Previsibilidade do Prêmio de Risco Cambial*. Mimeo. 2005. Disponível em: <http://www.researchgate.net>.
- KEYNES, Jo. M. *A tract on monetary reform*. London: McMillan 1923.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178, 1992.
- LAVOIE, Marc. A Post Keynesian view of interest parity theorems. *Journal of Post Keynesian Economics*, n. 23, v. 1; p. 163-179, 2000.
- LAVOIE, Marc. Interest parity, risk premia, and Post Keynesian analysis. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 25, n. 2, p. 237-250, 2003.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85, p. 1082-1089, 2003.
- MCCALLUM, B. *International monetary economics*. Oxford, Oxford University Press, 1996.
- MIGUEL, P. P. *Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90*. Rio de Janeiro, 23º Prêmio BNDES de Economia, BNDES, 2001.
- PFAFF, B. *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. New York: Springer, 2008.
- PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346, 1988.
- PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 58, n. 1, p. 165-193, 1990.
- PINHEIRO, F.; ALMEIDA, C. I.; VICENTE, J. Um modelo de fatores latentes com variáveis macroeconômicas para a curva de cupom cambial. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 5, n. 1, p. 79-92, 2007.
- ROSSI, P. Taxa de câmbio no Brasil: dinâmicas da arbitragem e da especulação. *Observatório da economia global*, v. 7, 2011.
- SILVA, S. S.; TRICHES, D.; HILLBRECHT, R. O. Investigação da mobilidade de capitais da Paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis. *Economia*, v. 10, n. 3, 2009.
- SKINNER, F. S.; MASON, A. Covered interest rate parity in emerging markets. *International Review of Financial Analysis*, v. 20, n. 5, p. 355-363, 2011.
- SMITHIN, J. Interest parity, purchasing power parity, "risk premia" and Post Keynesian economic analysis. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 25, n. 2, p. 219-236, 2003.
- SPRAOS, J. The theory of forward exchange and recent practice. *The Manchester School*, v. 21, n. 2, p. 87-117, 1953.
- TAYLOR, M. P. Covered interest parity: a high-frequency, high quality data study. *Economica*, v. 54, n. 216, p. 429-438, 1987.
- TOLEDO, J. E.C. Risco Brasil: o efeito-Lula e os efeitos-Banco Central. *Revista de Economia*

*Política*, v. 22, n. 3, p. 138-145, 2002.

TSIANG, S.C. The theory of forward exchange and effects of government intervention on the forward exchange market. *Staff Papers-International Monetary Fund*, v. 7, n. 1, p. 75-106, 1959.

VENTURA, A.; GARCIA, M. Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil: o rabo abana o cachorro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 66, n. 1, p. 21-48, 2012.

### Sobre os autores

*André Cieplinski* - [andrecieplinski@gmail.com](mailto:andrecieplinski@gmail.com)

Doutorando na Università degli studi di Siena.

*Julia Braga* - [jbraga@id.uff.br](mailto:jbraga@id.uff.br)

Professora Associada da Universidade Federal Fluminense.

*Ricardo Summa* - [ricardo.summa@ie.ufrj.br](mailto:ricardo.summa@ie.ufrj.br)

Professor Adjunto da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

### Sobre o artigo

Recebido em 29 de fevereiro de 2016. Aprovado em 24 de outubro de 2016.