



Texto para Discussão 022 | 2014

Discussion Paper 022 | 2014

Avaliação empírica do teorema da paridade coberta para a economia brasileira

André Cieplinski

*Mestre, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro
Bolsista IPEA/PND*

Julia Braga

Professora Associada, Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense

Ricardo Summa

*Professor Adjunto, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro,
Grupo de Economia Política, IE/UFRJ*

This paper can be downloaded without charge from
<http://www.ie.ufrj.br/index.php/index-publicacoes/textos-para-discussao>

Avaliação empírica do teorema da paridade coberta para a economia brasileira¹

Novembro, 2014

André Cieplinski

*Mestre, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro
Bolsista IPEA/PND*

Julia Braga

Professora Associada, Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense

Ricardo Summa

*Professor Adjunto, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro,
Grupo de Economia Política, IE/UFRJ*

¹ Os autores agradecem aos valiosos comentários de Pedro Rossi e Carlos Pinkusfeld Bastos

Resumo

O objetivo deste trabalho é testar a validade do teorema da paridade coberta de juros para a economia brasileira entre os 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+ brasileiro (o *spread* entre os títulos da dívida externa soberana brasileira e a taxa livre de risco americana), e iremos comparar essa taxa com o cupom cambial (que constitui um fechamento tautológico para a paridade coberta). Verificamos também a relação entre as taxas de cupom cambial e a taxa externa mais o EMBI+, o que constitui uma maneira alternativa de avaliar a paridade coberta no Brasil.

Abstract

The purpose of this paper is to test the validity of the covered interest parity theorem for the Brazilian economy between 2008 and 2013. We will show that, unlike the scarce empirical work that investigated this relation for the Brazilian economy and does not confirm this empirical result, our estimates suggest the covered interest parity theorem holds for Brazilian data. Thus, a byproduct of this work is the evaluation of the characteristics of the Brazilian data and the variables used to estimate the covered 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), and we will compare this rate with the Brazilian foreign exchange coupon (which is a tautological closure to the covered parity), which is an alternative way to evaluate the covered parity in Brazil.

Palavras chave: Paridade Coberta de Juros, CIP, GARCH

Códigos JEL: F31 e F41

1 Introdução

O teorema da paridade coberta de juros (em inglês, *covered interest parity* –CIP) estabelece que a relação entre o preço a 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. Esta relação encontra sólido respaldo empírico na literatura internacional, entre diferentes países e períodos. Contudo, há uma escassez de trabalhos que comprovem a validade deste teorema para o Brasil.

O objetivo deste trabalho é testar a validade do teorema da paridade coberta de juros para a economia brasileira entre os 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+² 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 mais o EMBI+ é uma maneira indireta de avaliar a paridade coberta no Brasil, que será realizado neste trabalho.

O restante do texto está dividido em mais quatro seções. Após uma breve exposição teórica na seção 2, as literaturas empíricas internacional e nacional são revisadas e comparadas na seção 3. Em seguida descrevemos os dados utilizados e as variáveis

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.

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 a 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.

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

Em (1) temos uma representação linearizada da CIP, na qual o *forward premium* é dado pela diferença entre a taxa de câmbio futuro³($f_{t,t+k}$) e o câmbio *spot*(s_t) e o diferencial de juros pela diferença entre representam 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 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. Desta forma, qualquer desigualdade na equação (1) criaria oportunidades de arbitragem, e conseqüentemente levaria a um fluxo de capitais, que pelo aumento/redução da taxa de câmbio futura, da taxa de câmbio a vista e/ou ainda do diferencial de juros levaria a relação de volta ao equilíbrio⁴.

A interpretação alternativa, denominada visão cambista, postulada por Coulbois e Prissert (1974, 1976) e resgatada por alguns pós-keynesianos (Lavoie, 2000, 2003e Smithin,

³Empregamos 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 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.

⁴ Autores supõe que o ajuste da CIP em direção ao equilíbrio se dá em variáveis diferentes. De acordo com Keynes (1923, p.124), por exemplo, o a oferta e 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 conseqüentemente 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.

2003) afirma que a taxa de câmbio a termo é determinada diretamente pelo custo incorrido por instituições financeiras para entrega futura de divisas a seus clientes. Dessa forma, a taxa *forward* é determinada por um *mark-up*⁵, igual ao diferencial de juros, sobre a taxa *spot*. Neste caso a CIP é uma identidade e não uma relação de equilíbrio garantida pela arbitragem.

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 à taxa de juros da outra. Em outras palavras, se um cliente compra dólar para entrega futura, o banco toma emprestado na moeda doméstica, compra moeda estrangeira ao preço da taxa de câmbio a vista, e aplica à taxa de juros em moeda estrangeira. No momento de entrega o banco possui aplicado no exterior exatamente a quantidade de dólares demandados pelo cliente. O preço (taxa de câmbio futura) que o banco precisa cobrar para não ter prejuízo nesta operação é igual à taxa *spot* inicial mais custo líquido de realizar a operação que é igual ao diferencial de juros.

É importante notar que uma condição é 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.

Nas duas próximas seções discutiremos os dados da economia brasileira com respeito às variáveis da paridade coberta e estimaremos a validade desta proposição. Como o objetivo deste trabalho é estimar apenas a validade da paridade coberta, não nos preocuparemos em testar qual das duas interpretações (tradicional ou cambista) se aplica ao caso brasileiro, ainda que seja um tema de interesse para um próximo trabalho.

⁵Naturalmente 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*.

3 Revisão da Literatura Empírica

O teste empírico mais usual para a validade do teorema da paridade do poder de compra consiste em estimar a equação (2) abaixo e fazer um teste estatístico para os parâmetros α e β . (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, caso não se possa rejeitar a hipótese de que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, teríamos um indicativo da validade empírica do teorema da paridade coberta da taxa de juros.

Internacional

No decorrer das últimas décadas foram empregadas uma variedade de técnicas nos testes de verificação da validade da paridade coberta de juros. Também foram empregadas uma gama variada de bases de dados que diferem em múltiplos aspectos: tamanho, frequência, fonte e variáveis utilizadas. O foco desta resenha são os principais resultados encontrados e as diferentes metodologias aplicadas, mas também são expostas as características gerais dos dados utilizados em cada estudo. Esperamos assim estabelecer uma base de comparação para avaliar a literatura empírica nacional e também os testes realizados no âmbito deste trabalho. Em linhas gerais pode-se afirmar que a evidência sugere a confirmação da paridade coberta. Contudo, é necessário qualificar a afirmação acima. Apesar da extensa evidência em favor da CIP, há relatos de diversos desvios das taxas de câmbio futuras do valor de equilíbrio estabelecido por esta relação. Portanto, grande parte dos estudos se concentra em compreender quando e por que ocorrem tais desvios.

Este é o caso de Frenkel e Levich (1975) que além de confirmar a paridade coberta atribuem grande parte dos desvios (pequenos) encontrados a custos de transação e outras imperfeições de mercado. Este estudo postula a existência de uma “banda neutra” (p) em torno do valor de equilíbrio, cujo tamanho é determinado pelo custo de transação. Este, por sua vez, é calculado pela observação de uma arbitragem triangular entre moedas, como na equação abaixo onde temos do lado esquerdo o preço em dólares americanos de uma libra esterlina e do lado direito o produto entre as taxas de câmbio dólar-euro e euro-libras.

$$\Omega = \frac{USD}{GBP} = \frac{USD}{EUR} \frac{EUR}{GBP} \quad (3)$$

$$\frac{\Omega(1+i) - (1+i^*)}{(1+i^*)} \leq p \leq \frac{(1+i) - \Omega(1+i^*)}{\Omega(1+i^*)} \quad (4)$$

Na presença de custos transações, de acordo com os autores, há uma desigualdade nos dois lados da equação acima. O limite superior da discrepância observada entre os dois lados da equação é tomado com o custo de transação para construir a “banda neutra” em torno da CIP. Neste artigo, pelo simples cálculo da disparidade entre o valor de equilíbrio e efetivo do câmbio futuro, Frenkel e Levich aceitam a validade da CIP e atribuem grande parte dos desvios aos custos de transação encarados pelos agentes nos mercados cambiais.

Alguns anos depois, McCormick (1979) aplica a mesma metodologia a outro conjunto de dados e encontra valores significativamente menores para os custos de transação, colocando em dúvida a explicação anterior para os desvios da CIP. As principais críticas em relação ao Frenkel e Levich (1975) são o uso de taxas *spot* e futura não simultâneas e o uso da cotação de compra e não a média das taxas de câmbio de compra e venda. McCormick nota ainda que existiam controles de capitais no Reino Unido durante o período observado, possivelmente afetando a CIP.

Em resposta à McCormick, Frenkel e Levich (1979) notam que os desvios da CIP são efetivamente menores quando medidos com ativos “externos” como os obtidos no mercado de eurodólares, em vez de “internos”, como os títulos do tesouro (*Treasury Bills*). Também destacam que além dos custos de transação, questões tributárias, controles de capitais e defasagens entre a identificação e a exploração de oportunidades de arbitragem também afetam os resultados e fazem com que desvios da CIP não constituam verdadeiras oportunidades de lucro sem risco. Desta forma os autores mantêm sua conclusão anterior, de validade da paridade coberta, corroborada mais uma vez pela mesma metodologia em Frenkel e Levich (1981).

Em uma crítica à metodologia de todos os estudos anteriores, Clinton (1988) afirma que os custos de transação são superestimados quando não se consideram os *swaps* cambiais entre as duas moedas em questão. Ao levar em conta este fator, Clinton encontra uma banda neutra menor e, portanto, mais oportunidades de arbitragem. Entretanto, estas se mostram pequenas e transitórias.

Aplicando uma metodologia semelhante, Taylor (1987) critica os estudos acima expostos pelo uso de amostragem não contemporânea das taxas de câmbio *forward* e *spot*. Taylor utiliza dados *intraday* de três dias e quatro maturidades diferentes entre o dólar americano, a libra esterlina e marco alemão cotados no *London Foreign Exchange Market*. Os desvios da CIP são calculados conforme a equação(5) abaixo na qual, segundo o autor, são utilizadas exatamente as mesmas equações aplicadas pelos agentes do mercado de divisas estrangeiras.

$$\frac{S_{USD/GBP}^C}{F_{USD/GBP}^V} \left(1 + i_{USD}^C \cdot \frac{d}{360} \right) - \left(1 + i_{GBP}^V \cdot \frac{d}{360} \right) \leq 0 \quad (5)$$

Os sobrescritos c e v indicam os preços de compra e venda, respectivamente. No cálculo dos desvios acima, em cerca de 3500 observações, Taylor não encontra nenhuma oportunidade de arbitragem entre USD e GBP e apenas uma entre USD e DM. Dois anos mais tarde Taylor (1989) repete o mesmo estudo aplicado a períodos de maior turbulência nos mercados de câmbio. Desta vez, o autor conclui pela existência de oportunidades de arbitragem, apesar de pequenas, nestes períodos. Estes desvios se mostram mais comuns nas taxas com maturidades mais longas e tendem a diminuir com o tempo. Desvios da CIP em tempos de turbulência também foram confirmados por Boulos e Swanson (1994).

Estudos mais recentes identificaram desvios da CIP durante o início da crise financeira mundial entre 2007 e 2008, principalmente nos departamentos de pesquisas de bancos centrais e outras instituições financeiras. Baba e Packer (2008) aplicaram a metodologia EGARCH a dados de alta frequência do mercado europeu de *swaps* cambiais⁶. Os autores encontram evidências de afastamento da paridade coberta de juros devido à falta de crédito em dólares na Europa, cujo principal motivo foi a percepção de maior risco dos bancos americanos em emprestar para suas contrapartes europeias. Baba e Packer também afirmam que tais desvios foram atenuados pelas linhas de *swap* de dólares fornecidos pelo Banco Central Europeu.

Uma abordagem econométrica diferente para a verificação da CIP é encontrada em Moosa (2004). Esta análise aplica métodos de séries de tempo estruturais para testar a relação contemporânea entre as taxas de câmbio *spot* e *forward*. Aplicando o filtro de

⁶Outros estudos para o mesmo período são Coffey, Hrungrung e Sarkar (2009) e Griffoli e Ranaldo (2011).

Kalman à dados trimestrais entre 1980 e 2000, Moosa reitera a validade da CIP. Isto é, confirma na equação(6) abaixo que o intercepto α_t é igual à zero enquanto os valores para o parâmetro variável β_t acompanham os movimentos do diferencial de juros.

$$s_t = \alpha_t + \beta_t f_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Destacamos por fim um último estudo que encontra indícios a favor da CIP durante a década de 1920. Peel e Taylor (2002) testam a proposta de Keynes (1923) de que, à época, apenas um desvio da CIP de mais de 0.5% levaria os agentes a se engajarem em operações de arbitragem, tese denominada *Keynes-Einzig conjecture*. Um fato particular é a maior dificuldade em obter dados para as variáveis adequadas neste período. Utilizam-se dados de três fontes diferentes para, mais uma vez, construir uma série com os desvios em relação a paridade coberta. Aplica-se a esta um modelo *band-TAR* que confirma a hipótese de Keynes e Einzig ao atestar que a série se comporta como um passeio aleatório dentro do intervalo de 0.5% em torno do valor de equilíbrio, enquanto fora deste segue um processo AR(1) que reverte ao valor da CIP. Peel e Taylor ainda destacam que o intervalo de 1% é bastante grande, o que atribuem à ineficiência dos mercados na década de 1920, maiores riscos políticos e custos de transação.

A tabela abaixo resume algumas características dos estudos supracitados.

Tabela 1 - Estudos Empíricos da CIP

	Metodologia	Período	Frequência	Fontes
Frenkel & Levich (1975)	Cálculo dos desvios da CIP	jan/1962 - nov/1967	semanal	IMF-IFS; Samuel Montagu & Co.
McCormick (1979)	"	1962 - 1967 1973 - 1975	diária	IMF-IFS; Samuel Montagu & Co.; Reuters
Frenkel & Levich (1979)	"	jul/1973 - mai/1975	diária	
Frenkel & Levich (1981)	"	jun/1973 - dez/1979	semanal	Harris Bank; Montagu & Co; TELERATE database
Taylor (1987)	"	11, 12 e 13/11/1985	intradiaários	London Foreign Exchange Market
Clinton (1988)	"	21/11/1985 - 09/05/1986	diária	Reuters Money Rates Services
Taylor (1989)	"	13-24/11/1967 19-30/06/1972 5-16/03/1979 30/04-11/05/1979 05-16/11/1984 01-19/06/1987	3 vezes ao dia	Bank of England
Boulos & Swanson (1994)	"	02/01-08/03/1991 31/07-27/09/1991	diária	The London Times
Peel & Taylor (2002)	TVAR	07/01/1922 - 21/03/1925	semanal	The Economist; Board of Governors of the Federal Reserve System 1943; Anglo-Portuguese Colonial and Overseas Bank
Moosa (2004)	Filtro de Kalman	1980Q1 - 2000Q4	trimestrais	OECD Main Economic Indicators
Baba & Packer (2008)	EGARCH	01/09/2006 - 12/09/2008	diária	Bloomberg, J.P. Morgan
Coffey, Hrungr e Sarkar (2009)	MQO (Newey-West)	jan/2007 - mar/2009	diária	Bloomberg, Reuters, Tullet Prebon
Griffoli e Ranaldo (2010).	MQO (Newey-West) e SUR	mar/2006 - abr/2009	intradiaários	Tullet Prebon, ICAP, Swiss National Bank, Eurex A.G.

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.

Nacional

Em inequívoca divergência com a literatura internacional, encontramos um número bastante reduzido de estudos empíricos sobre a paridade coberta de juros no Brasil,

especialmente para os últimos anos. Nesta seção mencionamos apenas três pesquisas e mais algumas qualificações.

O baixo número de estudos sobre a CIP pode ser atribuídas tanto ao desinteresse de autores em verificar uma relação, já que ela foi repetidamente comprovada entre diversas moedas em vários períodos, quanto à dificuldade de se obter as variáveis adequadas. Esta segunda hipótese parece mais relevante devido à inexistência de taxas de juros idênticas e comparáveis em reais e dólares americanos. No caso de países desenvolvidos, por exemplo, pode-se utilizar taxas *libor* ou *do euromercado* para diferentes moedas.

Em um artigo recente, Skinner e Mason (2011) avaliam a CIP em países emergente, incluindo o Brasil. Seu principal objetivo é constatar se, assim como nos países desenvolvidos, a CIP vale independente da maturidade das taxas de câmbio futuro e de juros escolhidas. A evidência confirma a CIP para Brasil, Chile, Rússia e Coréia do Sul com dados de três meses de maturidade. Contudo, o mesmo resultado não se repete quando o prazo é de cinco anos.

No estudo são utilizados dados diários entre 01/01/2003 e 31/10/2006, retirados da *Bloomberg*. Os desvios grandes e frequentes da CIP encontrados nos países emergentes 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 para explicar os desvios da CIP. Este estudo confirma os resultados de Fong, Valente e Fung (2010) que atribuem falhas na CIP para dólares de Hong Kong à 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, com maturidade de um e três meses, entre 1992 e 1998 e também semanais e diários entre 1995 e 1998. A dificuldade de obter taxas de juros interna e externa compatíveis é contornada utilizando a taxa dos contratos futuros de DI da BM&F e para os juros externos a taxa *libor* de dólares americanos acrescida de uma medida de risco soberano, representada pelo *EMBI+*. 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 são utilizadas quatro

variáveis de juros com características diferentes. São testadas quatro formas funcionais diferentes com as combinações da taxa de juros interna, taxa do contrato futuro DI e SELIC, e externa, taxas *libo re Treasury Bills* de um mês.

Como esperado os testes rejeitam a paridade coberta, fato que pode ser atribuído ao uso de variáveis de juros sem o acréscimo do risco que, portanto, não representam o verdadeiro custo de captação em dólares para instituições brasileiras. Os parâmetros estimados do diferencial de juros (o β da equação (2)) ficam em torno de 0.5 e esta falha é justificada por uma suposta 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 na economia brasileira entre abril de 1990 a março de 2004. O DCJ⁷ 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.” (Silva, Triches e Hillbrecht, 2009, p.516)

Tabela 2 - 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 (2000)	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

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

⁷DCJ é o Diferencial Coberto de Juros, expresso por $DCJ = i_{t,K} - i_{t,K}^* - (f_{t,t+K} - s_t)$

assim, ao longo do dia o *forward premium* parece flutuar em torno do diferencial de juros (Ventura e 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 risco⁸. Esta taxa seria equivalente à dos contratos futuros de cupom cambial⁹. Por fim, a série de câmbio futuro é construída com as cotações do contrato de vencimento mais próximo que, portanto, muda mensalmente¹⁰.

⁸Assim como em Miguel (2001).

⁹Vamos avaliar esta afirmação adiante ao testar a CIP.

¹⁰Desta 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 e Garcia, 2012, p. 39)

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 desses dados, bem como da ausência de séries de tempo longas sem mudanças metodológicas. No caso do teste da paridade coberta, acrescentamos ainda um desafio maior, 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 os juros em duas moedas. Pode-se atribuir a este fato, muito mais do que a uma suposta limitada mobilidade de capitais, a dificuldade enfrentada por alguns autores nacionais para verificar a CIP. Seria surpreendente a falha da paridade coberta em uma economia como a brasileira que, ainda que periférica, é intensamente integrada ao sistema financeiro mundial.

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 CIP¹¹. Como consequência, 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 nesta seção, antes de partir para os resultados econométricos, por realizar uma análise minuciosa dos dados. 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. Desta forma, 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 taxa de câmbio à vista é calculada pela média entre as taxas de câmbio diárias de compra e venda, em reais por dólar, computadas pelo Banco Central do Brasil. As taxas de câmbio futuro, por sua vez, são representadas pelos preços de ajuste diários dos

¹¹Logo, 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.

contratos de futuro dólar, cotados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e coletados na *Bloomberg*¹². Devido ao grande número de contratos, concentramos a análise em doze contratos futuros, com vencimento nos meses de janeiro e julho, entre 2008 e 2014¹³. Deve-se atentar, portanto, para a diferença entre o momento em que é computada a cotação da taxa *spot* e futura. Enquanto a primeira é calculada pelo preço médio do dia¹⁴, a segunda consiste no preço médio dos contratos futuros negociados durante o período da tarde: o preço de ajuste diário.

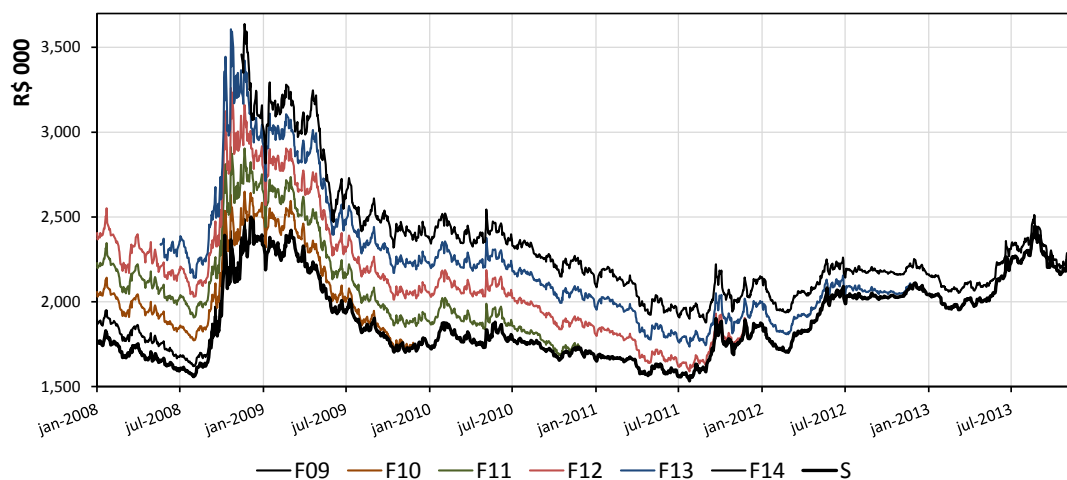
O gráfico 1 abaixo apresenta a taxa de câmbio *spot* e as taxas dos contratos futuros com vencimento em janeiro de diversos anos. Há uma visível convergência do preço futuro para o *spot* quando o primeiro se aproxima do vencimento. Naturalmente, quanto mais distante do vencimento maior é a distância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

¹²Existem contratos futuros de dólar com vencimento em todos os meses do ano. Doravante cada contrato será identificado por sua data de vencimento, onde as letras F, G, H, J, K, M, N, Q, U, V, X, Z correspondem aos doze meses do ano no 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.

¹³Os contratos são cotados até o primeiro dia útil do mês de vencimento. Como nossa amostra se estende no 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).

¹⁴Mais especificamente, as taxas são as médias das consultas realizadas diariamente excluídas 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.

Gráfico 1 - Taxas de Câmbio Spot x Futuro (janeiro)



Consideremos agora as taxas de juros. Afirmamos anteriormente que as duas taxas precisam ser compatíveis, ou seja, devem ser observadas exatamente no mesmo período de tempo e estarem relacionadas a títulos de igual maturidade. Mais importante ainda é que os agentes tenham acesso à liquidez, tanto em moeda doméstica quanto estrangeira. Este objetivo é cumprido quando se utilizam, por exemplo, taxas *libor* de duas moedas diferentes para calcular a CIP. Uma vez que agentes brasileiros não são capazes de captar ao custo das taxas externas como *libor* em dólares ou *Fed Funds*, estas não podem ser comparadas diretamente com taxas internas como SELIC ou CDI no que concerne à paridade coberta de juros¹⁵. Faz-se necessário, portanto, que seja considerada uma taxa externa como a *libor* acrescida do *spread* imposto aos agentes brasileiros quanto se financiam no exterior, cuja *proxy* é o *spread* dos títulos da dívida externa nacional dado pelo *EMBI+*.

A taxa do cupom cambial¹⁶ é uma taxa de juros em reais indexada ao dólar ou “a taxa de rendimento, em moeda estrangeira, obtida para um investimento no Brasil para um título

¹⁵Assim 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 comparam diretamente taxas DI e SELIC nacionais com a *libor* e a dos *Treasury Bills* em dólares americanos.

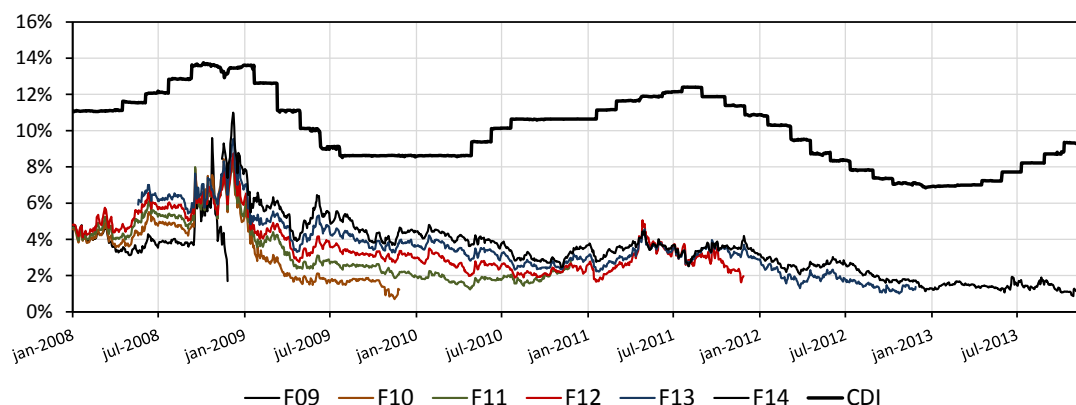
¹⁶Contratos futuros de cupom cambial são cotados na BM&F. Além do contrato tradicional de cupom cambial (DDI) ou cupom cambial sujo, também existem cotações do *Forward Rate Agreement* de cupom cambial (FRC). Este último é conhecido como cupom cambial limpo, pois expurga a distorção causada pela variação 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

indexado ao dólar” (Garcia e Didier, 2003, p.262) e seria a taxa externa relevante para a CIP no Brasil segundo Ventura e Garcia (2012, p.39). Contudo, esta taxa é um fechamento tautológico para a paridade coberta, já que no cupom cambial(i^{CC}) a taxa doméstica(i^{CDI}) é dividida pela variação 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 e Vicente, 2007, p.82). Logo, como fica claro na equação (7), esta taxa é equivalente a uma operação estruturada, onde o agente toma crédito no exterior, aplica num papel atrelado ao CDI no Brasil, tendo que fazer a conversão pela taxa *spot*, e simultaneamente faz um *hedge* cambial no mercado futuro.

$$i_{t,t+k}^{CC} = \frac{i_{t,t+k}^{CDI}}{\frac{f_{t,t+k}}{s_t}} \quad (7)$$

No gráfico (2) pode-se observar a taxa de juros CDI¹⁷ e as taxas dos contratos de FRA de cupom cambial, identificadas pelo vencimento.

Gráfico 2 - Taxas de Juros: CDI e cupom cambial



Prosseguimos agora para a descrição das variáveis construídas a partir das taxas de câmbio e juros acima expostas. 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

de um cupom cambial limpo (FRC) equivale à venda de um cupom sujo (DDI) longo casada com a compra de um contrato DDI curto.

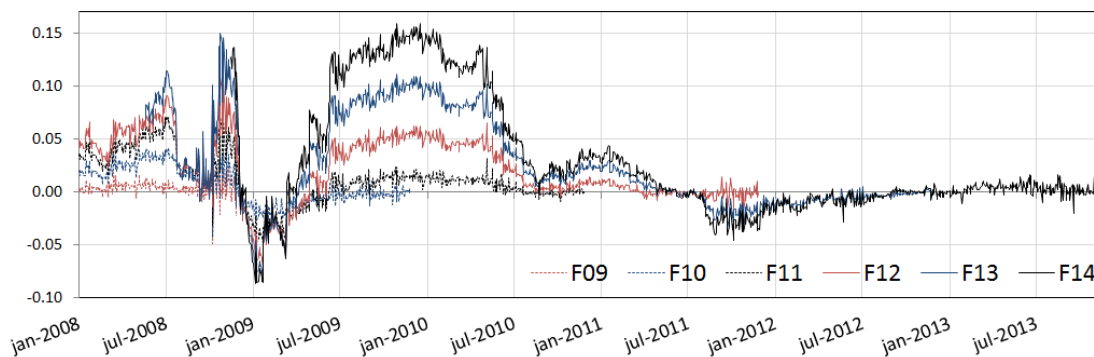
¹⁷A série foi obtida no sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central do Brasil (série 12).

destes seis prazos: a primeira (f_s) expressa o *forward premium*¹⁸ e a segunda (ii) o diferencial de juros¹⁹. A equação (8) traz o cálculo do desvio, pela razão entre as duas variáveis, para o contrato de vencimento em janeiro de 2009 ($F09$).

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} \cdot \frac{(1 + i^{CC} \cdot \frac{k}{360})}{(1 + i^{CDI})^{\frac{n}{252}}} = \frac{f_s F09}{ii F09} \quad (8)$$

A representação gráfica dos desvios da CIP sugere uma relação entre as variáveis ao longo do tempo. Destaca-se que os desvios da paridade coberta são próximos de zero quando da proximidade do vencimento dos contratos e se ampliam em horizontes mais distantes. É possível concluir que os são desvios que tendem a aumentar em função da distância do vencimento do contrato. Esta relação é observada para todos os vencimentos observados e os desvios tem a mesma direção. Temos assim um primeiro 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 a mesma quando se aplica a paridade coberta a contratos de vencimento mais próximo.

Gráfico 3 - Desvios da CIP para Todos os Contratos com Vencimento em Janeiro.



O gráfico acima 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*

¹⁸O *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.

¹⁹O 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 ($t + k$).

(*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 contrato supracitado. Desta vez, porém, utilizamos além dos contratos com vencimento em janeiro os que vencem em julho. Desta forma, cada contrato corresponde a aproximadamente seis meses das séries completas utilizadas doravante²⁰. A construção de *fs* e *ii* é mais bem elucidada nos gráficos (4) e (5) a seguir:

Gráfico 4 - Série Completa do forwardpremium (fs)

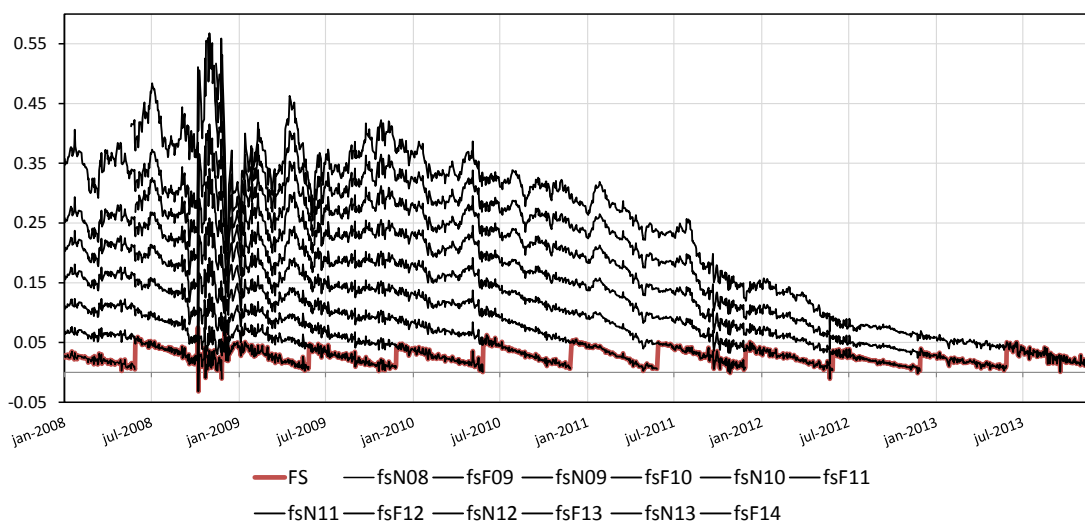
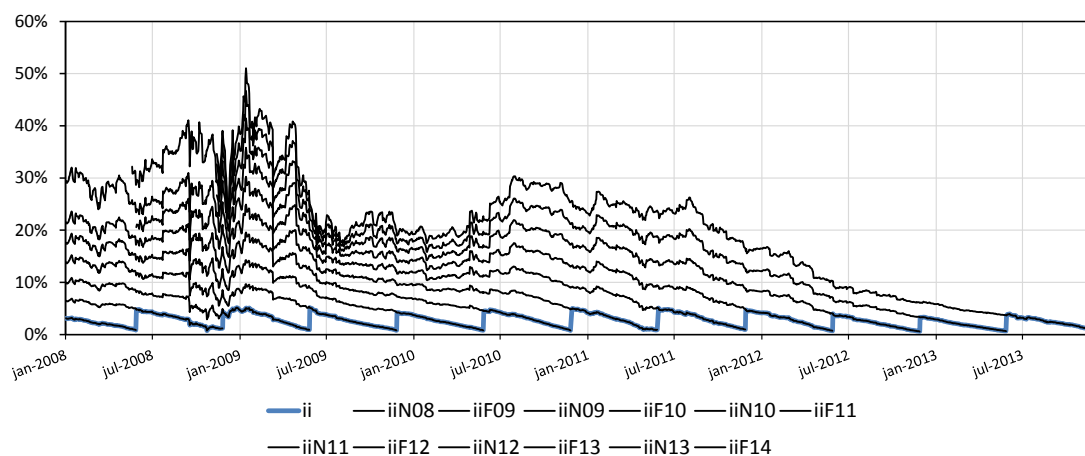


Gráfico 5 - Série Completa do Diferencial de Juros (ii)



²⁰ 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.

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 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 vermelhas representam valores com três desvios padrões de afastamento do desvio médio.

É certo que três desvios representam um afastamento significativo e, devido aos problemas já mencionados de *sampling* e o 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.

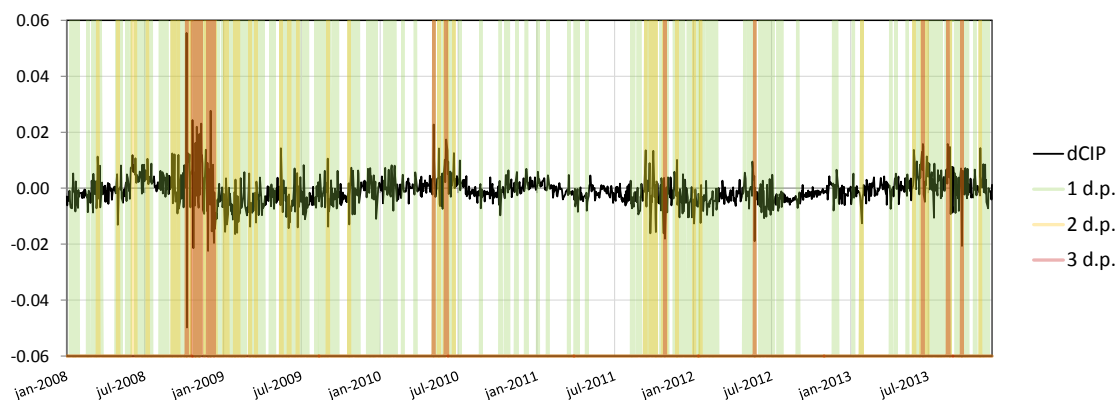
Contudo, as observações com afastamento de três desvios padrões ou mais ocorrem com menos frequência e podemos associar quase a totalidade destas a períodos de grande turbulência nos mercados cambiais. Dentre os dezessete dias identificados no gráfico, onze se concentram entre 07 de outubro e 10 de dezembro 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 *Merryl 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 destes onze desvios em questão ocorreu após o dia 16 de dezembro de 2008 quando do *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 faltou liquidez até no mercado de *eurodollares*. Isto 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 países²¹.

Entre os demais dias na região com três ou mais desvios padrões temos também o dia 23 de maio de 2012 quando o agravamento da crise na zona do Euro levou o BCE a realizar swaps cambiais para o fornecimento de dólares quando se temia uma possível saída da Grécia da moeda comum. Entre os dias 1 e 18 de maio o mercado brasileiro experimentou uma fuga de 5.2 bilhões de dólares. Por fim temos no ano de 2013 o dia 19 de junho

²¹Ver Baba e Packer (2008) e Coffey, Hrungrung e Sarkar (2009).

quando o FED anunciou o início do *tapering* do *Quantitative Easing 3 (QE3)*, reduzindo as comprar de 85 para 65 bilhões de dólares por mês; e do 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 dos participantes dos mercados financeiros e cambiais.

Gráfico 6 - Desvios a Partir das Séries Completas da CIP

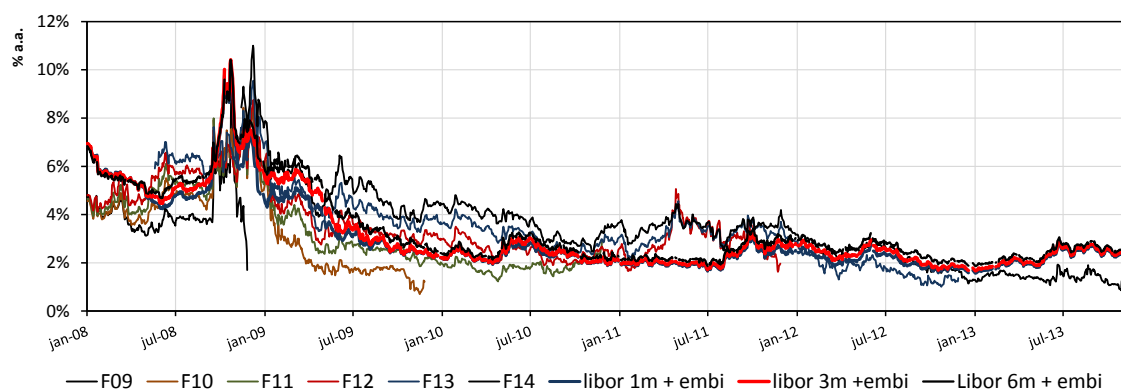


Como vimos, a CIP deve ser válida quando se utiliza o cupom cambial para fechamento e os dados confirmam essa hipótese. Isso nos fornece um caminho para definir uma taxa de juros externa alternativa, seguindo Garcia e Didier (2003, p.262) e Ventura e Garcia (2012, p.39), que afirmam que a taxa de juros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

Desta forma percebe-se que o uso da taxa externa acrescida do EMBI+ como a taxa relevante para a CIP faz sentido, pois expressa a taxa à qual os 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.

O gráfico (7) compara o comportamento das taxas *libor* de um, três e seis meses, todas acrescidas do *EMBI+* brasileiro²² com os juros dos contratos de FRA de cupom cambial com maturidades diversas.

Gráfico 7 - Taxas de Juros Externas Acrescidas do EMBI+ x Taxas de juros do FRA de cupom cambial



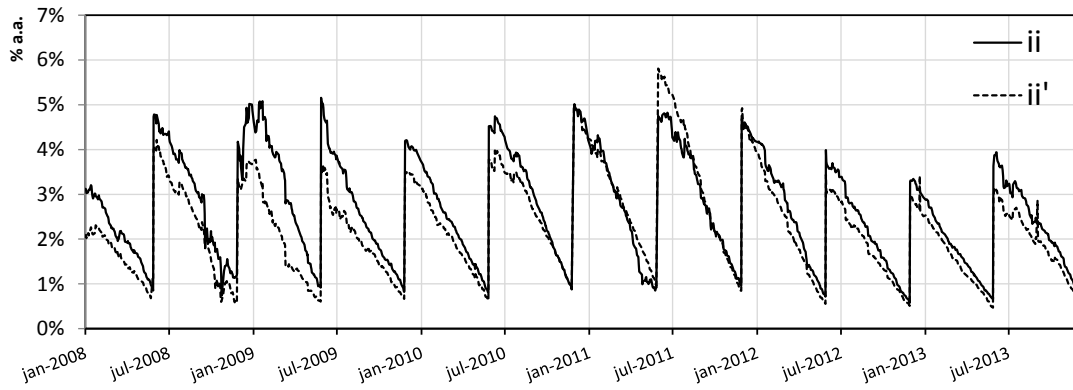
Por fim, calculamos um novo diferencial de juros, doravante ii' , utilizando a taxa *libor* acrescido do *EMBI+* como os juros externos. A série foi construída de forma análoga à ii . Tanto a taxa interna do CDI quanto a externa *libor* acrescido do *EMBI+* são ajustadas pelo número de dias úteis e corridos, respectivamente, até o vencimento do contrato de câmbio futuro correspondente, tal como na equação (9).

$$ii' = \frac{(1 + i^{CDI})^{\frac{k}{252}}}{(1 + (i^{libor} + \frac{embi +}{100}) \cdot \frac{n}{360})} \quad (9)$$

Apesar de utilizarmos duas séries contínuas de juros, em contraste com as várias 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 de modo que o diferencial de juros seja comparável ao *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' .

²²As 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 8 - Diferenciais de Juros: ii e ii'



A seguir realizamos testes econométricos para a CIP no Brasil utilizando como taxas de juros externas tanto o FRC quanto a taxa *libor* acrescida do *EMBI+*.

5 Especificações Econométricas da Paridade Coberta de Juros

5.1 Testes de raiz unitária e de Cointegração

Antes de realizarmos os testes para verificar a validade da CIP a partir das variáveis construídas ii e ii' , é importante constatar se a relação visual do gráfico(7) de fato é coerente econometricamente.

O teste de cointegração escolhido foi o de Phillips e Ouliaris (1990) (P-O). Este procedimento tem a vantagem de utilizar uma estatística como o z do teste de raiz unitária de Phillips-Perron e, portanto, não depende do número de defasagens selecionadas. Por não estar tão sujeito a distorções causadas pela instabilidade da volatilidade das séries - característica comum às séries financeiras de alta frequência que causa distorções de tamanho nos testes, elevando a possibilidade de rejeição incorreta da hipótese nula quando aplicados a séries heterocedásticas (Cavalieri e Taylor (2007)) - é razoável assumir que o teste P-O é uma alternativa melhor do que os testes de Engle-Granger tanto para as variáveis de juros abaixo quanto para as da CIP(fs, ii e ii'), mais adiante.

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 quatro diferentes testes, a saber, testes de Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Dick-Fuller Aumentado (ADF) e ADF-GLS²³.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária para as Taxas de Juros Externas

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS
Libor 6m + embi+	-2.166	-2.223	2.767 ***	-0.121
frcF09	0.331	-3.676 ***	1.924 ***	1.797
frcF10	-0.482	-1.069	2.675 ***	1.343
frcF11	-1.588	-1.362	2.438 ***	-1.061
frcF12	-1.948	-1.628	2.507 ***	-1.256
frcF13	-1.858	-1.531	3.218 ***	-0.429
frcF14	-3.395 ***	-2.840 **	3.620 ***	0.230

²³ Nesses dois últimos casos, permitimos um máximo de 63 lags que correspondem à aproximadamente três meses, em dias úteis.

Os testes indicam o caráter integrado das séries, exceto pelas estatísticas de PP para $frcF09$, e de ADF e PP para $frcF14$ ²⁴. Em seguida apresentamos os resultados da cointegração pelo teste de P-O.

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. Contudo, os vetores de cointegração estimados apontam coeficientes 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 $EMBI+$, já que a taxa do cupom cambial, apesar de indexada ao dólar, é denominada em reais (Heck e Garcia, 2005, p.9). E para as taxas $frcF12$ e $frcF13$ também se deve considerar o impacto da circular 3.530 do BC que institui o recolhimento de depósito compulsório sobre a posição vendida em dólares dos bancos nacionais. Desta forma, limitou-se a arbitragem entre taxas externas e do cupom cambial, como é possível observar pelo afastamento entre estas taxas entre maio e agosto de 2011 no gráfico(7).

Tabela 4 - Testes de Cointegração de P-O para Taxas de Juros Externas

	P-O (estat. z)	Vetor	α	β
$frcF09 = \alpha + \beta \cdot (libor6m + embi+)$	-19.24 **	t prob.	0.005 0.029	0.619 0.000
$frcF10 = \alpha + \beta \cdot (libor6m + embi+)$	-13.67	t prob.		
$frcF11 = \alpha + \beta \cdot (libor6m + embi+)$	-22.98 **	t prob.	-0.001 0.040	0.819 0.000
$frcF12 = \alpha + \beta \cdot (libor6m + embi+)$	-28.48 ***	t prob.	0.011 0.000	0.675 0.000
$frcF13 = \alpha + \beta \cdot (libor6m + embi+)$	-23.15 **	t prob.	0.008 0.000	0.820 0.000
$frcF14 = \alpha + \beta \cdot (libor6m + embi+)$	-13.14	t prob.		

Se de fato a taxa do cupom cambial é um fechamento tautológico para a paridade coberta de juros, como na equação (7), a constatação destas relações de cointegração constitui uma primeira evidência em favor a CIP no Brasil.

²⁴ No primeiro caso, apenas o teste de PP indica a estacionariedade da série enquanto todos os outros, inclusive o teste KPSS que também não depende do número de *lags* selecionados, 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 para realizar o teste cointegração.

O segundo passo da análise econométrica para estimação da CIP será a verificação das relações entre os *forward premiums* e os diferenciais de juros segundo o FRA de cupom cambial, com diversos vencimentos, também pelo teste de P-O.

Tabela 5 - Testes de Raiz Unitária para a CIP

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS
fsF09	0.3309	-3.6764 ***	1.9236 ***	1.7973
fsF10	-0.4815	-1.0689	2.6746 ***	1.3434
fsF11	-0.7849	-0.9927	3.0789 ***	1.1157
fsF12	-1.0628	-1.1564	3.7158 ***	0.7739
fsF13	-1.2679	-1.3198	4.1134 ***	0.4766
fsF14	-1.5938	-1.7695	4.1809 ***	0.6725

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS
iiF09	0.1421	0.4453	1.9330 ***	2.1790
iiF10	-0.4302	-0.1502	2.6054 ***	1.1178
iiF11	-0.6817	-0.4766	3.1709 ***	0.9919
iiF12	-0.9515	-0.8230	3.7289 ***	0.7884
iiF13	-0.9842	-0.8974	3.6923 ***	0.4844
iiF14	-1.2291	-1.0833	3.3328 ***	0.1955

Os testes acima indicam de maneira inequívoca a presença de raízes unitárias em todas as variáveis. O único caso menos conclusivo ocorre com *fsF09* pela rejeição da hipótese nula no teste de PP. Ainda assim, optamos por assumir que a variável é integrada de ordem um, e como o diferencial de juros correspondente – *iiF09* – é integrado, a identificação de uma relação de cointegração representa uma evidência a mais em favor a raiz unitária em *fsF09*.

Dada a conclusão acima é possível prosseguir com a análise. Os resultados indicam a cointegração em cinco dos seis testes. A presença de cointegração é favorável à validade da CIP. Entretanto, 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 quanto calculada com títulos e contratos de curta maturidade. Dessa forma, os resultados cancelam o uso das séries construídas para meses próximos do vencimento (*fs*, *ii* e *ii'*) como será feito nas próximas seções.

Tabela 6 - Testes de Cointegração de P-O para a CIP

	P-O	Vetor	α	β
$fsF09 = \alpha + \beta \cdot iiF09$	-269.9511 ***	t prob.	0.002 0.112	1.037 0.000
$fsF10 = \alpha + \beta \cdot iiF10$	-109.4511 ***	t prob.	-0.015 0.000	1.275 0.000
$fsF11 = \alpha + \beta \cdot iiF11$	-38.0415 ***	t prob.	-0.004 0.046	1.150 0.000
$fsF12 = \alpha + \beta \cdot iiF12$	-25.1280 **	t prob.	0.008 0.000	1.117 0.000
$fsF13 = \alpha + \beta \cdot iiF13$	-17.8370 *	t prob.	0.008 0.000	1.132 0.000
$fsF14 = \alpha + \beta \cdot iiF14$	-10.4160	t prob.	0.018 0.000	1.087 0.000

5.2 Modelo de Regressão Simples (MQO)

A terceira e última parte da estratégia econométrica é modelar a relação de CIP a partir das séries construídas para meses próximos do vencimento, descritas na seção 4. Nessa etapa é possível utilizar tanto a taxa de juros externa segundo o FRA de cupom cambial (*ii*) quanto à taxa de juros externa segundo a taxa *libor* em dólares acrescido do *EMBI+* brasileiro (*ii'*).

Desta vez, os testes de raiz unitária são conclusivos em favor da estacionariedade de *fs*, *ii* e *ii'*²⁵. Podemos assim avaliar modelos de regressão simples. Apresentamos as estatísticas dos testes na tabela 7.

Tabela 7 - Testes de Raiz Unitária para as Séries Completas da CIP (*fs*, *ii* e *ii'*)

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS
<i>fs</i>	-5.8235 ***	-15.9162 ***	0.3231	-5.7104 ***
<i>ii</i>	-5.1816 ***	-5.4019 ***	0.3254	-4.8257 ***
<i>ii'</i>	-4.9903 ***	-5.2362 ***	0.2673	-4.9064 ***

²⁵O teste KPSS aponta na direção contrária dos demais, rejeitando a estacionariedade com um p-valor muito próximo de 10%. Contudo, acreditamos que é as séries são I(0) devido a 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).

Na regressão sobre a taxa ii , os resíduos da regressão por MQO²⁶(10) 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 na regressão sobre a taxa ii' (11) enfrenta os mesmos problemas de auto correlação 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.

$$fs_t = \frac{-0.0004}{(0.2508)} + \frac{0.9808}{(0.0000)} ii_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$fs_t = \frac{0.0039}{(0.0000)} + \frac{0.9554}{(0.0000)} ii'_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Tabela 8 - Testes nos Resíduos das Regressões por MQO (10) e (11)

$fs = \alpha + \beta \cdot ii$ (10)	F	n.R ²	$fs = \alpha + \beta \cdot ii'$ (11)	F	n.R ²
White	0.0768	0.1539	White	5.1812 ***	10.3076 ***
ARCH-LM (1)	250.41 ***	212.33 ***	ARCH-LM (1)	238.84 ***	203.96 ***
ARCH-LM (63)	8.19 ***	384.71 ***	ARCH-LM (63)	7.27 ***	352.90 ***
Breusch-Godfrey LM (10)	22.71 ***	196.61 ***	Breusch-Godfrey LM (10)	75.46 ***	491.33 ***
Breusch-Godfrey LM (63)	5.35 ***	281.86 ***	Breusch-Godfrey LM (63)	13.90 ***	552.50 ***
Jarque-Bera	10512.42 ***		Jarque-Bera	2130.71 ***	

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

²⁶ Nas equações das regressões de agora em diante são apresentados os coeficientes estimados com os respectivos p-valores abaixo entre parênteses.

Corrigimos os problemas nos resíduos da regressão simples, estimando um modelo GARCH(1,1) com a inclusão da variável exógena (ii) na equação da média condicionada (ver Bollerslev, Engle, and Nelson (1994) para um *survey* a respeito destes modelos). Foi necessário adicionar ainda os termos AR e MA, ambos de primeira ordem, à equação da média condicionada, para eliminar a autocorrelação encontrada. Adicionalmente, o GARCH é estimado com resíduos GED (*Generalized Error Distribution*) devido a não normalidade dos mesmos. Desta forma, obtemos um modelo capaz de corrigir os problemas encontrados na estimação de(11)²⁷.

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) para corrigir a autocorrelação.

$$f_{s_t} = \frac{-0.0015}{(0.0029)} + \frac{1.0161}{(0.0000)} ii_t + \frac{0.9796}{(0.0000)} f_{s_{t-1}} + \varepsilon_t - \frac{0.8820}{(0.0000)} \varepsilon_{t-1} \quad (12)$$

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

$$f_{s_t} = \frac{0.0009}{(0.6371)} + \frac{1.0188}{(0.0000)} ii'_t + \frac{0.9881}{(0.0000)} f_{s_{t-1}} + \varepsilon_t - \frac{0.8231}{(0.0000)} \varepsilon_{t-1} \quad (13)$$

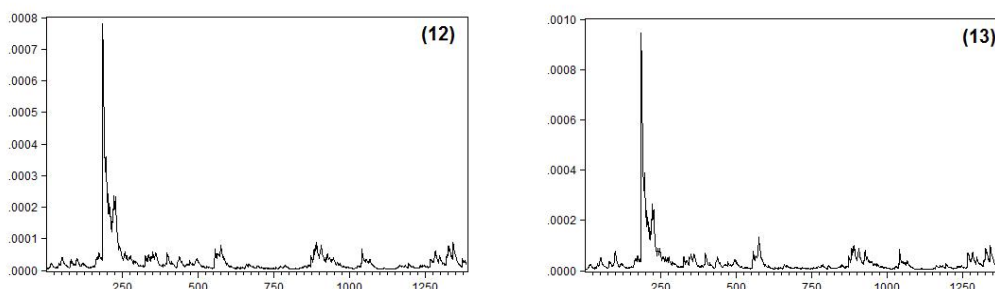
$$\sigma_t^2 = \frac{0.0000}{(0.0000)} + \frac{0.1501}{(0.0000)} \varepsilon_{t-1}^2 + \frac{0.8486}{(0.0000)} \sigma_{t-1}^2$$

²⁷ O teste de Ljung-Box não rejeita a hipótese nula em nenhum dos *lags* do correlograma.

Tabela 9 - Testes ARCH-LM para equações (12) e (13)

	$fs_t = \alpha + \beta.ii_t + \theta.fs_{t-1} + \varepsilon_t + \gamma.\varepsilon_{t-1}$ (12)		$fs_t = \alpha + \beta.ii'_t + \theta.fs_{t-1} + \varepsilon_t + \gamma.\varepsilon_{t-1}$ (13)	
	F	n.R ²	F	n.R ²
ARCH-LM (1)	1,0923	1,0930	0,8290	0,8297
ARCH-LM (63)	0,3567	23,2031	0,3943	25,6000

Gráfico 9 - Variâncias Condicionais do GARCH(1,1) das equações (12) e (13)



Assim, estimando o modelo GARCH(1,1) que corrige os problemas nos resíduos da regressão simples obtivemos também parâmetros muito próximos de zero para a constante, ($\alpha = -0.0015$ e $\alpha = 0.0009$), e valores estatisticamente iguais a 1 para parâmetro β ($\beta = 1.0161$ e $\beta = 1.0188$)²⁸, para os diferenciais de juros medidos pelo FRA de cupom cambial e pela *libor 6m + EMBI+*, respectivamente. Além disso, obtivemos resíduos razoavelmente bem comportados. Os resultados indicam assim uma boa explicação para a validade da relação da paridade coberta de juros no Brasil.

²⁸ Em ambos os modelos, o teste de Wald indica a não rejeição da hipótese de que os coeficientes são iguais a 1.

6 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 não comprova a validade empírica do teorema. Dessa forma, esse artigo buscou contribuir para este debate ao testar a validade do teorema da 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 α muito próximo de zero e do parâmetro β estatisticamente igual à unidade. Assim, mesmo utilizando *proxies* para as variáveis 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.

Uma segunda contribuição deste artigo é quanto à importância de se utilizar as variáveis de juros compatíveis no cálculo da CIP, isto é, com taxas de juros cujos títulos tenham as mesmas características: taxas de fato utilizadas pelos participantes do mercado financeiro, que os agentes efetivamente consigam tomar emprestado em uma e investir na outra. Essa importância não é levada em consideração por parte da (já escassa) literatura empírica brasileira sobre o assunto, que, com frequência faz comparação entre taxas de juros com características muito diferentes, levando a enganosa conclusão de uma falha na CIP atribuída a uma suposta limitada mobilidade de capitais no Brasil.

Assim, foi possível verificar econometricamente que o *EMBI+* é uma variável explicativa na relação de paridade e deve ser levada em consideração, e justifica-se economicamente pelo fato de refletir o *spread* que agentes nacionais pagam para tomar emprestado em moeda estrangeira. Neste sentido, a taxa externa dada pela *libor* acrescida do *EMBI+* nacional é um indicativo do custo efetivo de tomar crédito de bancos e empresas brasileiras em dólar, e por isso deve ser levado em conta para estimar a CIP.

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 testes e gráficos da cointegração entre as séries parecem indicar uma redução na intensidade da relação de cointegração conforme maior o prazo do contrato, e uma falha da relação de paridade coberta no Brasil

quando se utilizam taxas de câmbio futuro e de juros em um horizonte mais longo, muito provavelmente devido à ausência de liquidez destes contratos.

Referências Bibliográficas

- [1]. BABA, Naohiko; PACKER, Frank. Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–08. *Journal of Banking & Finance*, v. 33, n.
- [2]. BOLLERSLEV, Tim; ENGLE, Robert F.; NELSON, Daniel B. ARCH models. *Handbook of econometrics*, v. 4, p. 2959-3038, 1994.
- [3]. BOULOS, Nada; SWANSON, P. Interest rate parity in times of turbulence: the issue revisited. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, v. 7, n. 2, 1994.
- [4]. CAVALIERE, Giuseppe; 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.
- [5]. CLINTON, Kevin. Transactions costs and covered interest arbitrage: theory and evidence. *The Journal of Political Economy*, p. 358-370, 1988.
- [6]. COFFEY, Niall; HRUNG, Warren B.; SARKAR, Asani. Capital constraints, counterparty risk, and deviations from covered interest rate parity. *Staff Report, Federal Reserve Bank of New York*, 2009.
- [7]. COULBOIS, Paul; PRISSERT, Pierre. Forward exchange, short term capital flows and monetary policy. *De Economist*, v. 122, n. 4, p. 283-308, 1974.
- [8]. 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.
- [9]. FONG, Wai-Ming; VALENTE, Giorgio; FUNG, Joseph KW. Covered interest arbitrage profits: The role of liquidity and credit risk. *Journal of banking & finance*, v. 34, n. 5, p. 1098-1107, 2010.
- [10]. FRENKEL, Jacob A.; LEVICH, Richard M. Covered interest arbitrage: unexploited profits? *The Journal of Political Economy*, p. 325-338, 1975.
- [11]. FRENKEL, Jacob A.; LEVICH, Richard M. Covered interest arbitrage and unexploited profits? Reply. *The Journal of Political Economy*, p. 418-422, 1979.
- [12]. FRENKEL, Jacob A.; LEVICH, Richard M. Covered interest arbitrage in the 1970's. *Economics Letters*, v. 8, n. 3, p. 267-274, 1981.
- [13]. GARCIA, Márcio GP; DIDIER, Tatiana. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 2, p. 253-297, 2003.

- [14]. GRIFFOLI, Tommaso; RANALDO, Angelo. Limits to arbitrage during the crisis: funding liquidity constraints and covered interest parity. Available at SSRN 1569504, 2011.
- [15]. HECK, Sylvio KT; GARCIA, Márcio Gomes P. Previsibilidade do Prêmio de Risco Cambial. 2005.
- [16]. KEYNES, John Maynard. A tract on monetary reform.1923.
- [17]. LAVOIE, Marc. A Post Keynesian view of interest parity theorems.Journal of Post Keynesian Economics, p. 163-179, 2000.
- [18]. LAVOIE, Marc. Interest parity, risk *premia*, and Post Keynesian analysis.Journal of Post Keynesian Economics, v. 25, n. 2, p. 237-250, 2003.
- [19]. McCALLUM, Bennett. International monetary economics. OUP Catalogue, 1996.
- [20]. McCORMICK, Frank. Covered interest arbitrage: Unexploited profits? Comment. The Journal of Political Economy, p. 411-417, 1979.
- [21]. MIGUEL, Paulo Pereira. Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: Evidência dos anos 90. BNDES, 2001.
- [22]. MOOSA, Imad A. An empirical examination of the Post Keynesian view of forward exchange rates.Journal of Post Keynesian Economics, v. 26, n. 3, p. 395-418, 2004.
- [23]. PEEL, David; TAYLOR, Mark P. Covered interest rate arbitrage in the interwar period and the Keynes-Einzigconjecture.Journal of Money, Credit, and Banking, v. 34, n. 1, p. 51-75, 2002.
- [24]. PHILLIPS, Peter CB; OULIARIS, Sam.Asymptotic properties of residual based tests for cointegration.Econometrica: Journal of the Econometric Society, p. 165-193, 1990.
- [25]. PINHEIRO, Felipe; ALMEIDA, C. I.; VICENTE, José. 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.
- [26]. SILVA, Soraia Santos; TRICHES, Divanildo; HILLBRECHT, Ronald Otto. Investigação da mobilidade de capitais da Paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis. EconomiA, v. 10, n. 3, 2009.
- [27]. SKINNER, Frank S.; MASON, Andrew.Covered interest rate parity in emerging markets.International Review of Financial Analysis, v. 20, n. 5, p. 355-363, 2011.

- [28]. SMITHIN, John. 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.
- [29]. SPRAOS, John. The theory of forward exchange and recent practice. *The Manchester School*, v. 21, n. 2, p. 87-117, 1953.
- [30]. TAYLOR, Mark P. Covered interest parity: a high-frequency, high-quality data study. *Economica*, p. 429-438, 1987.
- [31]. TAYLOR, Mark P. Covered interest arbitrage and market turbulence. *The Economic Journal*, p. 376-391, 1989.
- [32]. TOLEDO, Joaquim Elói Cirne. Risco Brasil: o efeito-Lula e os efeitos-Banco Central. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3, p. 87, 2002.
- [33]. TSIANG, ShoChieh. 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.
- [34]. VENTURA, André; GARCIA, Márcio. 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.