



Texto para Discussão 004 | 2015

Discussion Paper 004 | 2015

Estimação do teorema da paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil

Andre Cieplinski

Doutorando em Economia pela Universita degli studi di Siena

Julia Braga

Prof. Associada da Faculdade de Economia da UFF

Ricardo Summa

Prof. Adjunto do Instituto de Economia da UFRJ

Grupo de Economia Politica do IE-UFRJ

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

Estimação do teorema da paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil

Março, 2015

Andre Cieplinski

Doutorando em Economia pela Universita degli studi di Siena

Julia Braga

Prof. Associada da Faculdade de Economia da UFF

Ricardo Summa

*Prof. Adjunto do Instituto de Economia da UFRJ
Grupo de Economia Politica do IE-UFRJ*

Resumo

Este artigo testa a validade do teorema da paridade descoberta de juros para os dados da economia brasileira no período de 2000 a 2014. Nossos resultados corroboram a não validade empírica, conhecida na literatura como de *UIP Failure* ou *Forward Premium Puzzle*. O coeficiente do diferencial de juros estimado por um modelo GARCH apresenta sinal negativo, contradizendo parte dos testes da UIP em economias emergentes. Já os modelos markovianos de mudança de regime apontaram para dois padrões bem delimitados: nos períodos de menor volatilidade o coeficiente assume valor negativo e, nos meses de alta volatilidade, valor positivo. Os resultados encontrados são coerentes com a abordagem da taxa de juros exógena em uma economia aberta.

Palavras chave: Paridade Descoberta de Juros, Abordagem da taxa de juros exógena, *UIP failure*.

Códigos JEL F41 E44 F31 F62

Abstract

In the present paper we test the validity of the uncovered interest parity theorem to the Brazilian economy from 2000 to 2014. Our results endorse the empirical non-validity of this theorem, known in the literature as *UIP Failure* or *Forward Premium Puzzle*. The coefficient estimated of the interest rate differential by a GARCH model is negative, contradicting *UIP* tests for emerging economies. However, using Markov models of regime change, we found two well-defined patterns: during periods of lower volatility the estimated coefficient becomes negative, while in the volatility periods estimated coefficient is positive. The results are consistent with the exogenous interest rate approach in an open economy.

Keywords: Uncovered Interest Parity, Exogenous interest rate approach, *UIP failure*

JEL Codes: F41 E44 F31 F62

1 Introdução

O teorema da paridade descoberta da taxa de juros (UIP) estabelece que o diferencial de juros pago por ativos em dois países deve refletir a expectativa de valorização (ou desvalorização) entre a moeda desses dois países.

Esse teorema aparece como uma relação comportamental chave em quase todos os modelos de determinação da taxa de câmbio (MacCallum (1994, p.5) assim como em diversos modelos macroeconômicos para economias abertas, como por exemplo o Global Economic Model do Fundo Monetário Internacional GEM-IMF(Laxton e Pesenti, 2003, ver também Obstfeld e Rogoff (1996)).

Apesar de sua grande difusão e aceitação, é quase um fato estilizado a existência de sua falha empírica. Uma característica marcante da literatura empírica que investiga a paridade descoberta de juros é que o teorema não é verificado à luz dos dados, para diferentes países, períodos e técnicas de estimação. Esse resultado é bem conhecido e chamado de *UIP Failure* ou *Forward Premium Puzzle*.

Este artigo tem como objetivo avaliar a validade empírica do teorema da paridade descoberta de juros para os dados da economia brasileira no período de 2000 a 2014. Tendo em vista a natureza dos dados de câmbio e diferencial de juros para economias emergentes, em particular o Brasil, será necessário utilizar diferentes métodos econométricos para interpretar nossos resultados.

Para tanto, o artigo se desdobra, além dessa introdução, em mais cinco seções. A seção 2 discute os aspectos teóricos da paridade descoberta e as hipóteses por trás desse teorema. Na terceira seção, são apresentados métodos para estimar a paridade descoberta e os resultados empíricos, encontrados na literatura, para diversos países desenvolvidos e emergentes, incluindo o Brasil. Na seção 4 se discute a natureza dos dados da economia brasileira e são apresentadas as estimativas do teorema da paridade descoberta. Na quinta seção, é feita uma interpretação dos resultados encontrados, à luz da abordagem da taxa de juros exógena. Considerações finais são tecidas na última seção.

2 O teorema da paridade descoberta e suas hipóteses

O teorema da paridade descoberta da taxa de juros estabelece que os retornos de dois ativos substitutos perfeitos, denominados em moedas diferentes, devem ser iguais. Dessa maneira, a taxa de juros doméstica (i) deve se igualar à taxa de juros internacional (i^*) somada da expectativa de desvalorização nominal da taxa de câmbio ($s^e - s$):

$$i = i^* + (s^e - s) \quad (1)$$

No caso do câmbio flexível¹, o modelo pode ser fechado da seguinte maneira: dadas as taxas de juros interna (i) e internacional (i^*) exógenas e as expectativas de câmbio em $t+1$ (s^e), a taxa de câmbio se ajusta para garantir a paridade:

$$s^e - s = i - i^* \quad (2)$$

Empiricamente, a maneira de se testar a validade do teorema da paridade descoberta consiste em estimar a equação (3). Diz-se que a hipótese da paridade descoberta é verificada se os parâmetros estimados α e β são estatisticamente iguais a zero e um, respectivamente.

$$s_{t+1}^e - s_t = \alpha + \beta(i - i^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

Frequentemente se encontra a simplificação de que a expectativa da taxa de câmbio em $t+1$ (s_{t+1}^e) é suposta ser igual (em média) à taxa de câmbio ocorrida em $t+1$ (equação 4), resultando na relação descrita na equação (5), onde as letras ε_t e u_t são ruído brancos:

$$s_{t+1}^e = s_{t+1} + u_{t+1} \quad (4)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

Isso significa que se adota implicitamente a hipótese de que os agentes têm expectativas racionais sobre a taxa de câmbio nominal e esta é, portanto, exógena². Como as

¹ Que é o caso de mais interesse para este trabalho empírico, tendo em vista que no Brasil não houve câmbio fixo de 2000 a 2014, ainda que tenhamos tido uma flutuação suja com grande acumulação de reservas.

² Muitas vezes é suposto que os agentes acreditam na validade da PPP (paridade do poder de compra da taxa de câmbio), para fechar modelos teóricos e chegar na equação de paridade real da taxa de juros (ver Lavoie, 2000) ou quando tal equação é utilizada para testes empíricos em geral é simplesmente assumido que os agentes acertam a taxa de câmbio nominal na média.

expectativas cambiais dos agentes não são observadas, o teste assume que as expectativas são racionais e os agentes acertam na média (isto é, a não ser por uma variável aleatória normal padrão), ou seja, as expectativas da taxa *spot* no período seguinte são iguais à taxa de câmbio *spot* observada no período seguinte (equação 4). Dessa maneira, este método avalia conjuntamente a paridade descoberta e a hipótese de expectativas racionais no mercado de câmbio (ver Marey, 2004).

Outra forma de testar a paridade descoberta consiste em testar se a taxa de câmbio a termo ($f_{t,t+k}$) é um previsor não viesado para a taxa *spot* esperada no futuro (s^e_{t+k}). Esse método é conhecido na literatura como *unbiased efficiency*. Ele parte da equação que relaciona o teorema da Paridade Coberta, junto com a hipótese de expectativas racionais, com a Paridade Descoberta da Taxa de Juros.

$$s^e_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (6)$$

$$s^e_{t+k} = s_{t+k} + u_{t+k} \quad (7)$$

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t+k} \quad (8)$$

Dessa maneira, o teste da validade da paridade descoberta consiste em estimar a equação (5) ou a equação (8), e esta é verificada empiricamente quando $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. É importante notar que este método avalia conjuntamente a paridade descoberta e a hipótese de expectativas racionais no mercado de câmbio, e no caso da equação (8) depende também da validade prévia da paridade coberta.

3 Avaliação da Literatura Empírica sobre a paridade descoberta

Uma característica marcante da literatura empírica que investiga a paridade descoberta de juros é que o teorema não é verificado à luz dos dados, para diferentes países, períodos e técnicas de estimação. Esse resultado é bem conhecido e chamado de *UIP Failure* ou *Forward Premium Puzzle*. Froot e Thaler (1990, p.182) mostram que o resultado mais usual encontrado na literatura para este tipo de teste é um parâmetro β menor que um e em geral negativo e nenhum estudo corroborou a hipótese nula de $\beta=1$. O coeficiente médio levando em conta 75 estimativas publicadas foi de -0.88..

A constatação deste coeficiente $\beta < 0$ é denominada *forward premium puzzle*. Diversos estudos tentaram atribuir esta “anomalia” à presença de um prêmio de risco variável. Entretanto, como apontam MacDonald e Taylor (1992, p.39), diversos autores falharam ao tentar modelar estes desvios da UIP pelo acréscimo de uma variável de risco nos testes.

Dois dos estudos mais antigos e influentes a testar a equação (8) são Cumby e Obstfeld (1984) e Fama (1984). No primeiro, os autores explicitam a invalidade do mesmo teste com as variáveis em nível³, devido a sua não estacionariedade, que antes havia sido utilizada para confirmar a UIP por Frenkel (1981), por exemplo. Os testes de Cumby e Obstfeld rejeitam a UIP para cinco moedas contra o dólar americano⁴, encontrando parâmetros β negativos e significativamente diferentes de zero para quatro das cinco taxas de câmbio. As estimações por 2SLS utilizam dados semanais entre 1976 e 1981. Fama, por sua vez, testa a mesma relação para nove moedas contra o dólar utilizando duas metodologias: mínimos quadrados ordinários e *seemingly unrelated regression* (SUR). Mais uma vez os coeficientes β apresentam o sinal inverso do esperado.

Em outro estudo semelhante, Taylor (1987) utiliza dados mensais entre 1979 e 1986 para estimar um VAR. São utilizadas taxas de juros de ativos equivalentes – *eurocurrency interest rates* – com maturidades de seis e doze meses. Taylor utiliza taxas de câmbio de diversas moedas contra o dólar americano e também a libra esterlina, totalizando onze

³ $s_{t+k} = \alpha + \beta \cdot f_{t,t+k} + \varepsilon_{t+k}$.

⁴Libras esterlinas, marcos alemães, francos suíços, dólares canadenses e yens japoneses.

taxas de câmbio diferentes⁵. A UIP é rejeitada para todas as taxas de câmbio exceto Liras/GBP e DM/USD, para seis e doze meses de maturidade.

Froot e Frankel (1989), utilizando dados diários para quatro períodos compreendidos entre 1981 e 1985 tentam avaliar se a falha da UIP decorre do prêmio de risco e concluem que o “erro nas expectativas cambiais” ($s_{t+k} - f_{t,k}$) não pode ser explicado por um prêmio de risco, pois este varia menos do que a taxa de câmbio. E, portanto, mesmo uma variação do risco no sentido inverso do *forward premium* ($f_{t,t+k} - s_t$), como postulou Fama (1984), não seria capaz de explicar o parâmetro β negativo.

Outra tentativa de explicar os desvios da UIP é apresentada por Baillie e Osterberg (2000). Em vez do prêmio de risco eles investigam se a atuação direta dos Bancos Centrais sobre a taxa de câmbio explicam estes desvios. Os desvios da paridade descoberta são calculados pela diferença entre a variação cambial e o diferencial de juros calculado com as taxas *overnight* de *Eurobonds* entre dólares americanos e marcos alemães, entre 1987 e 1993. Aplica-se a metodologia FIGARCH a 1436 observações diárias, utilizando como variáveis explicativas as intervenções diárias, à vista e por *swaps*, do Federal Reserve e do Bundesbank. Os autores indicam que as intervenções dos BCs parecem ter o objetivo de estabilizar a taxa de câmbio *spot*. Entretanto, não são capazes de explicar os desvios da UIP.

Parte da literatura questiona o uso da forma funcional expressa por (8) para testar a UIP e aplica métodos econométricos alternativos às variáveis em nível. Segundo Goodhart et al. (1997) as equações (6) e (8) são equivalentes apenas sob a hipótese nula, normalmente rejeitada. Os autores realizam uma regressão cointegrada utilizando o estimador FMOLS⁶ a dados mensais de seis taxas de câmbio. Desta vez, o parâmetro β estimado é positivo e muito próximo da unidade em todos os casos.

Delcoure et al. (2003) seguem a mesma linha, mas notam que, enquanto alguns estudos encontram um vetor de cointegração próximo da unidade entre s_{t+k} e $f_{t,t+k}$, outros sequer são capazes de identificar uma relação estável (cointegrada) entre as variáveis

⁵São elas: dólares americanos, marcos alemães, *yens*, francos franceses, lira italiana e *guilder* holandês contra libras esterlinas e contra dólares americanos.

⁶ Fully Modified Ordinary Least Squares (Phillips e Hansen, 1990).

(Delcoure et al., 2003, p.85). Assim como Goodhart et al. (1997) este estudo encontra evidências de um vetor de cointegração próximo de um ao aplicar o teste de Johansen a dados trimestrais entre 1970 e 1996. Porém, não confirmam que $f_{t,t+k}$ é um previsor não enviesado para s_{t+k} , pois para três das taxas de câmbio investigadas não é cumprida a condição de ortogonalidade. Resultados semelhantes são apresentados por Ho (2003) a partir um modelo SUR dinâmico, construindo um painel com dados diários do ano de 1998 para dezessete moedas.

Este ramo da literatura apresenta, em contraste com os testes mais tradicionais da *unbiased efficiency*, uma saída ao confirmar a validade da paridade descoberta de juros, tão importante para diversos modelos macroeconômicos de economia aberta. Contudo, nenhum destes trabalhos considera a possibilidade de quebras estruturais nas séries e/ou na relação de cointegração entre elas. Se, por exemplo, há evidência de quebras estruturais nas séries analisadas é possível que as relações de cointegração relatadas nos estudos acima sejam espúrias, como sugerem Leybourne e Newbold (2003) e Cook (2004).

Portanto, se aceitamos que há uma relação contemporânea entre $f_{t,t+k}$ e s_t , e que taxas de câmbio parecem ser particularmente sujeitas a quebras estruturas, inclusive devido a mudanças de regimes cambiais, é bastante provável que as relações de cointegração encontradas se devam a quebras estruturais contemporâneas ou próximas nas variáveis e não à uma relação estável entre elas.

Há ainda outra classe de estudos, ora representada por Mehl e Capiello (2009), que defende a validade da UIP apenas para títulos de maturidade mais longa. A hipótese central é que o *carry trade* se concentra em ativos de menor maturidade, de até um ano, e é responsável pela correlação negativa entre juros e câmbio. Mehl e Capiello utilizam métodos não lineares aplicados a ativos com maturidade de dois, cinco e dez anos de maturidade⁷. Os testes são realizados para países desenvolvidos, entre 1970 e 2006, e também emergentes⁸, entre 1980 e 2006, com dados mensais. Os resultados confirmam parcialmente a hipótese do trabalho. São encontrados, para títulos com dez anos de prazo, coeficientes β significativamente positivos, mas inferiores à unidade. Os resultados

⁷Uma das hipóteses implícitas é que os agentes retêm estes títulos até sua maturidade.

⁸Entre os emergentes constam Malásia, Hong Kong, Índia, Coreia do Sul, Filipinas, Arábia Saudita e Singapura.

agrupados (*pooled regression*) encontram um β de 0.50, 0.52 e 0.24 para todos os países, apenas para economias desenvolvidas e apenas para emergentes, respectivamente. De maneira análoga, para títulos de cinco anos, são estimados β s de 0.30, 0.60 e 0.04. Os autores concluem que utilizando horizontes mais longos há evidências em favor da UIP, para taxas de câmbio contra o dólar americano, para as moedas de países desenvolvidos, mas não para os emergentes.

Tabela 1 - Estudos Empíricos da UIP

	Metodologia	Período	Frequência
Cumby e Obstfeld (1984)	MQO e 2SLS	07/01/1976 - 24/06/1981	semanal
Fama (1984)	MQO e SUR	31/08/1973 - 10/12/1982	mensal
Taylor (1987)	VAR	07/1979 - 12/1986	mensal
Froot e Frankel (1989)	MQO	06/1981 - 12/1985	diária
		11/1982 - 01/1988	
		01/1983 - 10/1984	
		01/1976 - 07/1985	
Goodhart et al. (1997)	FMOLS	01/1975 - 12/1987	mensal
Baile e Osterberg (2000)	FIGARCH	03/01/1987 - 22/01/1993	diária
Delcoure et al. (2002)	Cointegração (Johansen)	1970Q3 - 1996 Q4	trimestral
Ho (2003)	Cointegração e SUR dinâmico	23/05/1998 - 31/12/1998	diária
Jones (2003)	Rolling Window Regression	01/1987 - 12/2002	mensal
Mehl e Cappiello (2007)	Painel - Efeitos fixos (GMM) e Smooth Transition Regression	1970 - 2006	mensal
		1980 - 2006	

A tabela (1) resume algumas informações sobre os textos discutidos nesta seção. De modo genérico pode-se concluir que a maioria da literatura empírica rejeita a paridade descoberta de juros.

Destacamos também que a mera persistência do *carry trade* é suficiente para invalidar a UIP⁹. A lucratividade destas operações indica que taxas de câmbio e/ou taxas de juros não se ajustam de modo a evitar oportunidade de lucro em operações especulativas¹⁰.

⁹Para mais informações sobre as estratégias de *carry trade* e sobre o uso extensivo deste tipo de operação em diversos mercados ver Rossi (2010) e Carneiro e Rossi (2012) Galatti (2007).

¹⁰ Taylor (1995) atesta que tais estratégias frequentemente geram resultados rentáveis, invalidando mais uma vez a paridade descoberta de juros.

Uma vez apresentada os resultados da literatura empírica sobre o teorema da paridade descoberta para as economias desenvolvidas, nos concentramos a seguir estudos aplicados a diversas economias emergentes, bem como exclusivamente ao Brasil.

Quando aplicada a economias emergentes, a UIP parece não demonstrar desvios tão flagrantes quanto para países desenvolvidos. Muitas vezes não se verifica uma relação negativa entre o diferencial de juros e a variação cambial, mas tampouco este se aproxima da unidade como seria necessário para validar empiricamente tal teorema. Assim, parece haver uma clara diferença na relação entre juros e câmbio para economias emergentes e desenvolvidas.

Este resultado é corroborado para a economia brasileira por Garcia e Olivares (2001). Com dados mensais entre 1995 e 1998, os autores encontram um β de aproximadamente 0.3. E utilizando dados diários do final de 1997 até 2000, verifica-se um aumento deste parâmetro, principalmente após adoção do regime de câmbio flutuante em 1999¹¹.

Alguns estudos para diversas economias não desenvolvidas encontram resultados semelhantes (Bansal e Dahlquist (2000) e Frankel e Poonawala (2010)). O primeiro estudo estima um painel não balanceado para 28 economias entre 1976 e 1998¹², concluindo que o *forward premium puzzle*, ou seja, a relação negativa entre juros e câmbio, ocorre apenas em países desenvolvidos cujas taxas de juros são menores do que as norte americanas. O segundo estudo se concentra exclusivamente em economias emergentes entre 1996 e 2004 e também conclui que os desvios da UIP nestes são menores do que nos países desenvolvidos¹³.

¹¹Neste caso foi estimada uma *rolling regression* para obter parâmetros que variam ao longo da amostra.

¹²As observações para as economias emergentes só tem início no começo da década de 1990

¹³ Em um *survey*, Alper al. (2009) buscam algumas explicações para estes resultados. Segundo os autores é possível que devido aos maiores níveis de inflação nos emergentes haja menos rigidez de preços. Ainda, maiores níveis de inflação causariam uma tendência comum nas taxas de juros e de câmbio. Esta hipótese, no entanto, assume que tanto as taxas de juros quanto o câmbio são de alguma forma determinados pela inflação interna, como na exposição de Frenkel (1976) descrita no capítulo dois. Esta teoria é bastante controversa, pois nega a exogeneidade da determinação dos juros e também depende do funcionamento da PPP. Frenkel e Poonawala (2010) propõe uma explicação mais razoável. Primeiro eles notam que o resultado mais favorável à UIP nos emergentes é um indício de que a explicação do *forward premium puzzle* por um prêmio de risco variável, proposta por Fama (1984), é incorreta uma vez que mercados emergente

Yoshino e Micheloto (2004) investigam a UIP para os vinte países incluídos no *embi+* por meio de um painel cointegrado. A paridade descoberta é rejeitada para dados entre 1993 e 2001 nestes países. Carvalho e Divino (2009) também utilizam um painel para avaliar a UIP em quatro países entre 1995 e 2007: Brasil, Chile, Argentina e México. Em um resultado incomum, os autores encontram evidências em favor da paridade descoberta de juros.

Por fim, destacamos o artigo de Santos Souza e Curado. (2013) que trata exclusivamente da economia brasileira. O período escolhido entre 2003 e 2008 se destaca pela ausência de grandes turbulências na taxa de câmbio brasileira. São utilizados dados mensais para a estimação de um VAR com taxas de câmbio, diferencial de juros entre Brasil e EUA e o prêmio de risco soberano representado pelo *embi+*. Os resultados não confirmam a UIP, mas identificam um efeito pequeno dos juros sobre o câmbio. Entretanto, as variáveis utilizadas são a primeira diferença do câmbio (variação cambial), do *embi+* e do diferencial de juros. Logo, a relação testada não é exatamente a UIP que relaciona a variação cambial com o *nível* do diferencial de juros¹⁴.

Tabela 2 - Estudos Empíricos da UIP no Brasil

	Metodologia	Período	Frequência	Países
Garcia e Olivares (2001)	MQO e Rolling Regressions	abr/1995 - dez/1998 10/12/1997 - 13/10/2000	mensal e diário	Brasil
Bansal e Dahlquist (2000)	GMM	jan/1976 - mai/1998	mensal	16 desenvolvidos e 12 emergentes
Yoshino e Micheloto (2004)	Painel Cointegrado	jan/1993 - dez/2001	mensal	20 emergentes
Frankel e Poonawala (2006)	SUR	dez/1996 - mai/2004	mensal	21 emergentes
Carvalho e Divino (2010)	OLS e GMM em Painel	jan/1995 - dez/2007	mensal	Argentina, Brasil, Chile e México
Santos Souza e Curado (2013)	VAR	jan/2003 - mar/2008	mensal	Brasil

Os estudos apresentados nesta seção constataam um comportamento diferente da relação entre juros e câmbio em países emergentes, inclusive no Brasil. Mesmo que rejeitando a validade da UIP, o coeficiente normalmente estimado parece ser positivo ou próximo de

são evidentemente mais arriscados do que os desenvolvidos. Em seguida eles atribuem o resultado da UIP em países emergente a uma maior previsibilidade de tendências de desvalorização em suas moedas.

¹⁴Adicionalmente, o VAR estimado não rejeita a auto correlação serial dos resíduos ao nível de 10% no teste LM.

zero nos países emergentes, contrastando com a relação negativa entre juros e câmbio nas economias desenvolvidas.

Contudo, a grande maioria dos artigos desta seção inclui em suas amostras períodos nos quais as economias emergentes o câmbio não flutuava. E o único estudo que considera exclusivamente a economia brasileira, de Santos Souza e Curado (2013), testa uma relação diferente da UIP ao utilizar a variação do diferencial de juros e não o nível como variável explicativa. Assim, na próxima seção vamos analisar dados mais recentes da economia brasileira a fim de testar a validade da UIP para a economia brasileira.

4 Descrição e comentários sobre os dados

4.1 Um primeiro olhar sobre os dados e a relação da paridade descoberta

Para testar a validade empírica do teorema da paridade descoberta vamos utilizar dados mensais em uma amostra que se estende de janeiro de 2000 até março de 2014, totalizando 171 observações. Essa amostra compreende o período logo após a implementação do sistema de metas de inflação, no qual a taxa de câmbio é menos controlada (“flutuação suja”) do que no período anterior, e abarca tanto períodos em que a taxa de câmbio nominal se mostrou mais estável quanto períodos de turbulência.

Para testar a validade de tal relação, estimaremos diretamente a relação entre a variação cambial e o diferencial de juros postulada pela UIP, utilizando o método tradicional de supor a validade de que as expectativas são verificadas na média:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Todas as três variáveis utilizadas nesta seção foram construídas a partir de dados diários. O câmbio spot (s) mensal é dado pela média das taxas diárias de compra e venda do determinado mês¹⁵. Já a variação cambial mensal (ds) é igual à diferença entre as taxas *spot* no início de cada mês. Em outras palavras, a variação cambial em determinado mês $t(ds_t)$ é igual à mudança da taxa de câmbio ao longo deste mês.

O diferencial de juros (ii), por sua vez, é calculado pela razão entre a taxa CDI diária em % ao dia¹⁶ e a taxa *libor* de um mês diária¹⁷, ambas acumuladas no mês. Por fim, o *embi+* brasileiro é igual ao valor observado no início do mês da série diária^{18,19}. Portanto, nossa

¹⁵ Séries de código 1 e 10813 do SGS/BCB

¹⁶ Série 12 SGS/BCB

¹⁷ Como os dados em sua fonte original (FRED/ St. Louis FED) estão anualizados, foi necessária a divisão por 360.

¹⁸ O *embi+* é elaborado pelo J.P. Morgan, mas a séries com os valores diários, em *basis points*, pode ser obtida em www.ipeadata.gov.br.

¹⁹ Na revisão da literatura já mencionamos o papel que o *carry trade* pode ter na relação negativa entre variação cambial e diferencial de juros comumente encontrada na literatura empírica. Assim como antes, o *embi+* aqui representa o custo enfrentado por um agente nacional que pretende tomar emprestado à taxas externas e investir no Brasil. Entretanto, é mais provável que grande parte do fluxo de capitais para investimento em portfolio seja de instituições estrangeiras que são capazes de tomar emprestado à um valor

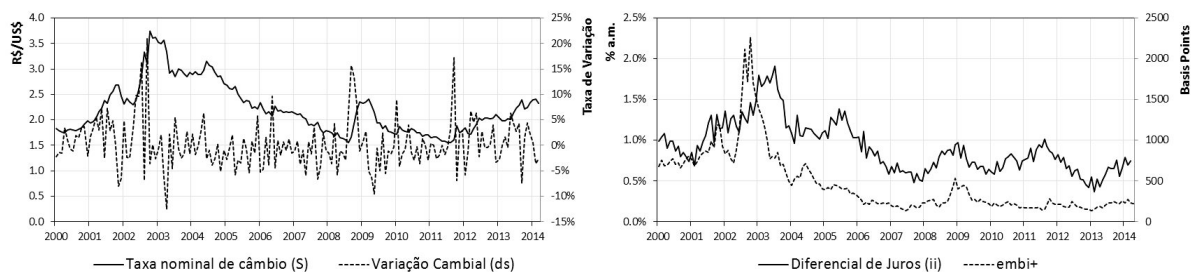
equação de teste pode ser apresentada por (9), na qual os subscritos t e i representam o mês e os dias do mês, respectivamente. É importante notar que estamos relacionando a variação cambial ao longo de um mês com o diferencial de juros calculado com as taxas acumuladas durante o mesmo mês²⁰.

$$\frac{s_{t+1} - s_t}{s_t} = \alpha + \beta \left(\frac{\prod_i (1 + CDI_t)}{\prod_i (1 + libor_t)} - 1 \right) + \gamma \cdot embi_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$ds_t = \alpha + \beta \cdot ii_t + \gamma \cdot embi_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Os dois gráficos abaixo demonstram a evolução das variáveis ao longo da amostra.

Gráfico 1 - Evolução das Variáveis ds , ii e $embi+$



A princípio, a inspeção gráfica das variáveis não nos permite nenhuma observação decisiva sobre a relação entre juros e câmbio. Exceto, talvez, por alguns momentos onde grandes variações positivas do câmbio parecem estar relacionadas a aumentos do diferencial de juros como no final de 2002 e início de 2003 – período que compreendido entre a moratória argentina no final de 2001 e a eleição do primeiro governo Lula–, durante o início da crise financeira internacional no final de 2008 e também no segundo semestre de 2011. É possível ainda associar uma relação mais comportada em que

mais próximo da taxa externa e investir em títulos nacionais. Mas mesmo nesse caso o uso do embi+ na equação se justifica não apenas como uma medida da percepção de risco destes investidores estrangeiros, mas porque ao refletir variações no rendimento dos títulos da dívida externa brasileira pode levar à maiores aplicações nestes do que em títulos denominados em reais.

²⁰Destacamos ainda que é especialmente difícil especificar de uma forma homogênea, utilizando apenas uma taxa doméstica e outra externa, os retornos reais obtidos pelos participantes do mercado. Aplicações em taxas de juros externas podem ocorrer por períodos diferentes e em ativos diferentes, geralmente concentradas em prazos mais curtos. Galati, Heath e McGuire (2007), por exemplo, ilustram a complexidade de se identificar precisamente os impactos do *carry trade* devido à dificuldade de isolar os fluxos específicos para este tipo de operação.

diferencias de juros positivos porém decrescentes com uma valorização cambial, principalmente no período 2003-2008 e 2009-2011.

O primeiro passo de nossa inspeção das séries consistiu na avaliação da estacionariedade das três variáveis em questão²¹. Os testes demonstram que a variação cambial (*ds*) é estacionária. O diferencial de juros e o *embi+* apresentam resultados ambíguos, com os testes ADF, PP e KPSS indicando a presença de raiz unitária, enquanto os testes ADF-GLS e Ng-Perron, com um poder um pouco maior, rejeitam a hipótese nula de raiz unitária a 10% e 5%, respectivamente. A tabela (3) apresenta os testes de raiz unitária para *ds*, *ii* e *embi*.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária

	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS	Ng-Perron (MZt)	LS
<i>ds</i>	-7,0882 ***	-12,1966 ***	0,1160	-6,0376 ***	-4,7366 ***	-8,773877 ***
<i>ii</i>	-1,6421	-2,2914	0,8996 ***	-1,6104 *	-1,7391 *	-5,282121 *
<i>embi</i>	-2,2705	-2,0097	1,0583 ***	-2,0091 **	-2,0964 **	-6,647757 ***

Para contornar esta dificuldade, foram rodados testes de raiz unitária com quebra estrutural. Os resultados do teste de Lee Strazicich (LS) com duas quebras aponta para a rejeição da hipótese de raiz unitária tanto do diferencial de juros como do *embi+*. Deste modo, prosseguimos aplicando métodos econométricos mais tradicionais às regressões, sempre testando a hipótese de raiz unitária para os resíduos.

Uma primeira estimação da paridade descoberta utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários apresenta resíduos estacionários porém não esféricos. Além da auto correlação serial verificada no teste de LM de Breusch-Godfrey, também há indícios de heterocedasticidade e heterocedasticidade condicional de acordo com os testes de White e ARCH-LM. Tampouco são os resíduos normalmente distribuídos.

Para contornar essa questão, estimamos tal relação com um modelo GARCH para obter um modelo com resíduos adequados. A equação (10) apresenta o resultado dessa

²¹Assim como na seção anterior apresentamos os testes realizados apenas com o intercepto na regressão de teste, pois não há motivo para supor que nenhuma das variáveis tenha uma clara tendência ao longo do tempo.

estimação utilizando um modelo GARCH(1,1) (com resíduos GED). Os testes indicam que a equação da variância é capaz de modelar de maneira satisfatória a volatilidade e o teste de Ljung-Box no correlograma também indica a ausência de auto correlação.

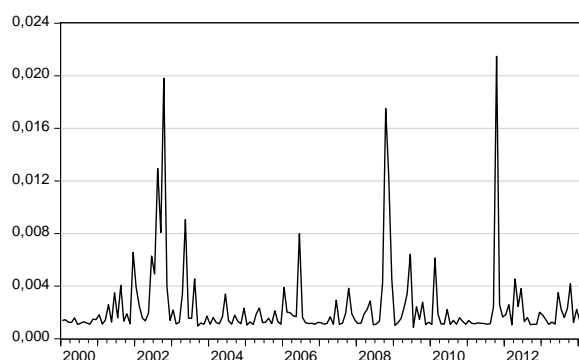
$$ds_t = \frac{0.0088}{(0.2926)} - \frac{2.9382}{(0.0096)}ii_t + \frac{0.00003}{(0.0054)}embt_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \frac{0.0011}{(0.0050)} + \frac{0.6010}{(0.0039)}\varepsilon_{t-1}^2 - \frac{0.0405}{(0.8159)}\sigma_{t-1}^2$$

Tabela 4 - Testes nos Resíduos da equação (10)

	F	n.R ²
ARCH-LM (1)	0.0619	0.0626
ARCH-LM (12)	0.8663	10.5690

Gráfico 2 - Variância Condicional da equação (10)



O modelo acima rejeita a validade da UIP já que o coeficiente do diferencial de juros é diferente da unidade estatisticamente significativa ao nível de 1%. De fato, a relação estimada entre ds e ii é negativa, com elasticidade de -2.94^{22} , próxima aos valores indicados por McCallum (1994). Este resultado está em linha com a grande maioria da literatura internacional, mas parece contradizer parte dos testes da UIP em economias

²²O intervalo de confiança de 95% do coeficiente está entre -5.18 e -0.70. Apenas um intervalo de confiança de 99% entre -5.89 e 0.02 apresenta a possibilidade de um parâmetro positivo muito próximo de zero.

emergentes. Estes, apesar de rejeitar a UIP, encontram parâmetros positivos ou próximos de zero, geralmente em estudos que consideram diversos países em conjunto.

4.2 Avaliando a paridade descoberta com a existência de regimes diferentes

É possível que os resultados descritos na seção anterior sejam afetados por quebras estruturais no câmbio, comportamento este tipicamente encontrado na literatura (Alper al., 2009). Como a presença de quebras e mudanças nos processos gerados dos dados pode afetar os testes tradicionais de raiz unitária e cointegração (assim como resultado de modelos que assumem constância paramétrica), uma segunda inspeção da relação da paridade descoberta para o Brasil consistiu em utilizar modelos markovianos de alternância de regime. Esse modelo nos permite avaliar se as variáveis se relacionam de maneira diferente em cada um dos regimes estimados²³.

Foram estimadas especificações que permitem alternância do intercepto (MSI), dos coeficientes das variáveis (MSM), do coeficiente da variância (MSH), e suas

²³ Os modelos econométricos com alternância de regime remontam à Hamilton (1989, 1994). A partir da ideia de permitir que o modelo dependa do estado da economia é possível estimar uma equação na qual as mesmas variáveis macroeconômicas tenham impactos diferentes sobre o nível de atividade da economia em dois regimes de recessão e expansão, por exemplo. A especificação de cada um dos regimes é linear, mas a probabilidade de transição entre eles se dá por meio de uma cadeia de Markov, resultando em um modelo não linear estimada por métodos numéricos de máxima verossimilhança. As equações dinâmicas com alternância de regimes markovianos nesta seção foram estimadas no pacote PcGive 13, para OxMetrics. O Método de estimação utilizado é o de Programação Quadrática Sequencial Factível (SQPF) padrão do Software. . A mudança de regimes é estimada por uma variável aleatória discreta não observada (μ_t) descrita por uma cadeia de Markov para a qual são computadas as probabilidades de transição. No caso de dois regimes (0 e 1), teríamos probabilidade de transição que dependem do estado da economia no período anterior.

combinações MSIH, MSIM, MSMH e MSIH²⁴, com dois regimes, totalizando 15 possíveis especificações para a estimação da equação de paridade descoberta^{25,26,27}.

Em todos os modelos, o parâmetro do diferencial de juros estimado apresenta sinal negativo. Entre os cinco modelos com resíduos esféricos, sempre que é permitida a alternância do coeficiente do diferencial de juros (*ii*), observaram-se dois padrões bem delimitados: um valor negativo para este coeficiente, no regime de menor volatilidade cambial, e um valor positivo e maior do que um, durante os meses de alta volatilidade.

Os dois modelos apresentados na tabela 4, além das boas propriedades dos resíduos, são aqueles cujos parâmetros variáveis se mostram estatisticamente significantes. As

A especificação 9 abaixo foi estimada com alternância de regimes em *ii* e na variância (MSMH); já a especificação 12 contém alternância na constante, *ii* e na variância (MSIMH). Os coeficientes *ii*(0) e *ii*(1) correspondem ao coeficiente estimado do diferencial de juros para os dois regimes, o de menor volatilidade e maior volatilidade da taxa de câmbio nominal, respectivamente²⁸.

²⁴As siglas são para MarkovSwitching (MS) em I (intercepto), M (médias) e H (heterocedasticidade). Ver Krolzig (1998).

²⁵Como podemos permitir a variação de quatro coeficientes (constante, *ii*, *embi* e variância) teríamos 16 combinações possíveis. Uma delas, no entanto, é o modelo simples estimado por MQO onde nenhum dos parâmetros varia e não há mudança de regime.

²⁶Optamos por apenas dois regimes para separar períodos de alta volatilidade cambial, geralmente ligados a crises ou momentos de grande percepção de risco nos mercados internacionais, de outros com relativa estabilidade cambial. Destacamos ainda que de acordo com Hamilton (2009) a estimação de modelos de alternância de regimes torna-se difícil com mais de três regimes.

²⁷ Dos 15 modelos estimados, apenas em um caso não houve convergência do estimador. Dentre os 14 modelos estimados com sucesso, cinco cumpriram os critérios de não auto correlação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos. Em geral a alternância de regimes no parâmetro do *embi*+ parece afetar negativamente as propriedades dos resíduos e também a transição entre os regimes que se torna muito frequente pouco passível de uma interpretação econômica. A alternância na variância tem o efeito oposto, resultando em resíduos bem comportados.

²⁸ Nos dois modelos expostos na tabela 4, a alternância de coeficientes da variância parece dar conta da heterocedasticidade condicional dos dados, antes modelada via GARCH. Por outro lado, os coeficientes estimados do diferencial de juros são menos significantes do que na seção anterior, em torno de 10% nos dois casos.

Tabela 5 - Modelos de Alternância de Regimes Markovianos para a UIP

Modelo 9					Modelo 12				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estat t	Prob t		Coefficiente	Erro Padrão	Estat t	Prob t
Constante	0.0070	0.0100	0.7010	0.4840	embi	0.0000	0.0000	0.2950	0.7690
embi	0.0000	0.0000	0.1900	0.8500	Constante(0)	0.0073	0.0097	0.7570	0.4500
ii(0)	-1.4929	0.9263	-1.6100	0.1090	Constante(1)	0.0623	0.0241	2.5800	0.0110
ii(1)	6.7914	2.2690	2.9900	0.0030	ii(0)	-1.5893	0.9429	-1.6900	0.0940
sigma(0)	0.0360	0.0028	13.1000	0.0000	ii(1)	1.4006	0.0047	295.0000	0.0000
sigma(1)	0.0786	0.0160	4.9100	0.0000	sigma(0)	0.0361	0.0026	13.6000	0.0000
					sigma(1)	0.0805	0.0160	5.0300	0.0000

Teste	Estat.	Prob.	Teste	Estat.	Prob.
Normality test Chi ² (2)	1.6621	0.4356	Normality test Chi ² (2)	1.3805	0.5014
ARCH-LM 1-1: F(1,161)	2.1951	0.1404	ARCH-LM 1-1: F(1,161)	2.3538	0.1270
ARCH-LM 1-12: F(12,139)	1.0199	0.4341	ARCH-LM 1-12: F(12,139)	0.9701	0.4804
Portmanteau(36): Chi ² (36)	35.0870	0.5118	Portmanteau(36): Chi ² (36)	36.0550	0.4661
Portmanteau(12): Chi ² (12)	8.3942	0.7536	Portmanteau(12): Chi ² (12)	8.8544	0.7153
LR de Linearidade: Chi ² (5)	40.9940	0.0000	LR de Linearidade: Chi ² (5)	40.9940	0.0000

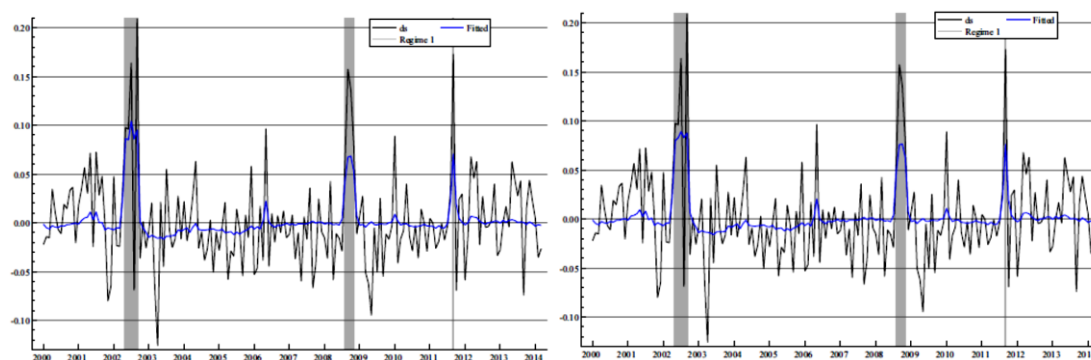
Probabilidades de Alternância de Regimes

	Regime 0,t-1	Regime 1,t-1		Regime 0,t-1	Regime 1,t-1
Regime 0,t	96.37%	37.54%	Regime 0,t	96.71%	36.48%
Regime 1,t	3.63%	62.46%	Regime 1,t	3.29%	63.52%

Datação dos Regimes

Regime 0				Regime 1			
Períodos	meses	Períodos	meses	Períodos	meses	Períodos	meses
2000(1) - 2002(4)	28	2002(5) - 2002(9)	5	2000(1) - 2002(4)	28	2002(5) - 2002(9)	5
2002(10) - 2008(7)	70	2008(8) - 2008(11)	4	2002(10) - 2008(7)	70	2008(8) - 2008(11)	4
2008(12) - 2011(8)	33	2011(9) - 2011(9)	1	2008(12) - 2011(8)	33	2011(9) - 2011(9)	1
2011(10) - 2014(3)	30			2011(10) - 2014(3)	30		

Gráfico 3 - Modelos 9 e 12 de Alternância de Regimes Markovianos para a UIP



Podemos comparar assim nossos resultados obtidos a partir da estimação de modelos de MS com os resultados típicos das estimações do teorema da paridade descoberta com dados de mercados emergente (Bansal e Dahlquist, 2000 e Frankel e Poonawala, 2010). Paradoxalmente, os resultados teoricamente mais favoráveis à validade da UIP (sinal positivo do coeficiente do diferencial de juros) estão relacionados a períodos de alta volatilidade do câmbio, enquanto os resultados “enigmáticos” estão associados a períodos mais calmos.

Resultados parecidos foram encontrados por Clarida, Davis e Pedersen (2009). Ao reestimar as equações de Fama (1984) eles encontram mais uma vez coeficientes negativos para a amostra completa, mas ao separar períodos de alta volatilidade cambial se deparam com coeficientes maiores do que um²⁹. O mesmo estudo aponta que retornos de operações de *carry trade* estão inversamente relacionados à volatilidade do câmbio, ou seja, quanto menos este varia maiores os ganhos.

4.3 Avaliando a causalidade entre câmbio e juros para os diferentes regimes

Para avaliar esta hipótese e também possíveis problemas de endogeneidade nos modelos apresentados até aqui recorreremos à estimação de uma VAR. Antes de descrever os procedimentos adotados para obter o VAR, faz-se necessário destacar o grande número de possíveis dificuldades para obter um modelo congruente. A estimação de um VAR estável e estacionário depende da estacionariedade das variáveis e da hipótese de constância paramétrica (Lutkepohl (2007 p.181)).

Ambas as hipóteses podem ser violadas devido à possível presença de raiz unitária em *ii* e *embi* e também por quebras estruturais no câmbio. Todavia, Sims, Stock e Watson (1990) demonstram que mesmo combinando variáveis I(0) e I(1) os estimadores do VAR são consistentes. Pode-se também avaliar a estabilidade do modelo pelos testes de Chow e CUSUM, mesmo que as propriedades do último não sejam claras na presença de variáveis integradas (Lutkepohl e Kratzig, 2004, p.132).

²⁹Apesar deste resultado restrito à alta volatilidade, combinado com β s geralmente negativos para a amostra inteira e também para os períodos de baixa volatilidade os autores dão a entender que esta seria uma evidência em favor da UIP.

Seguindo os critérios de informação de Akaike e Hanna-Quinn, estimamos um modelo VAR com as três variáveis, quatro defasagens e uma constante³⁰. Como esperado, os testes de Portmanteau e LM indicam a presença de auto correlação³¹, mas apenas a 10% no segundo. Há indícios de volatilidade inconstante nas séries pelo teste ARCH-LM. E, por fim, também não é rejeitada a hipótese de normalidade dos resíduos, exceto para a equação de diferencial de juros (*ii*) isoladamente.

Os resultados expostos na tabela 5 corroboram as suspeitas de que o VAR estimado não possui as propriedades desejáveis. Os testes de Chow³² indicam ainda a presença de quebras no modelo.

Tabela 6 - Testes dos Resíduos do VAR

Portmanteau (12)		ARCH-LM (12)		Normalidade	
Estat.	109.5197 ***	ds	28.2756 ***	Doornik e Hansen	255.6247 ***
		ii	20.7335 *	Lutkepohl	145.2791 ***
LM - Autocorrelação (6)		embi	74.3466 ***	Jarque-Bera ds	22.4585 ***
LM	68.1114 *			Jarque-Bera ii	3.2153
				Jarque-Bera embi	229.9662 ***
			ARCH-LM Multivariado (6)		
			VARChLM		382.6321 ***

Mesmo diante destes problemas, prosseguimos para a análise das funções de impulso-resposta do VAR. O modelo irrestrito na forma estrutural foi obtido a partir da especificação recursiva, permitindo o impacto contemporâneo do diferencial de juros e do *embi*+ na variação cambial (*ds*), bem como desta no diferencial de juros (*ii*). Apesar dos inúmeros problemas nos resíduos e na estacionariedade do VAR, as funções de impulso resposta estimadas parecem estar de acordo com os resultados das seções anteriores. O diferencial de juros tem um impacto negativo na variação cambial enquanto

³⁰Todos os procedimentos econométricos foram estimados pelo software JMulti, disponível em <http://jmulti.com>

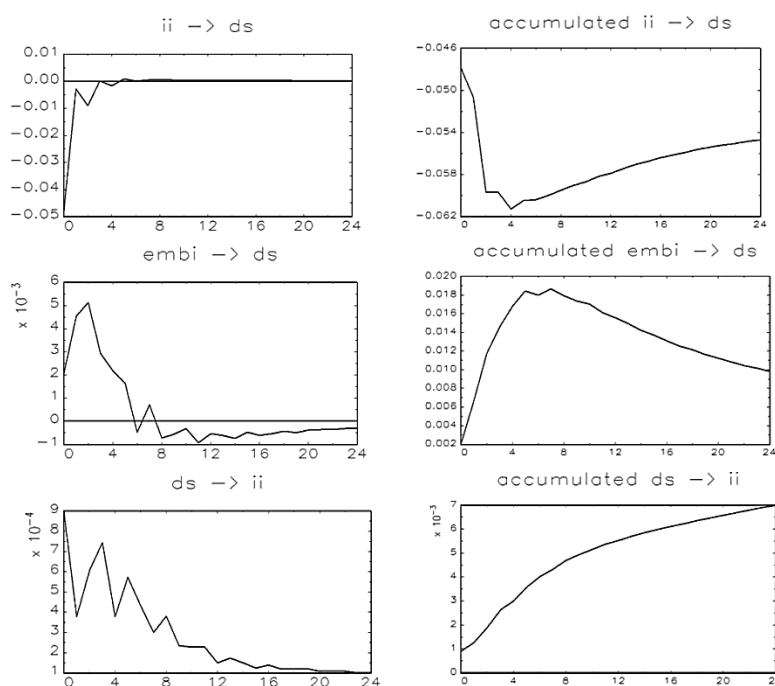
³¹ De acordo com Lutkepohl e Kratzig (2004, p.129) “*The Breusch–Godfrey LM test is useful for testing for low order residual autocorrelation (small h), whereas a portmanteau test is preferable for larger h*”.

³² A referência para os três testes de Chow realizados é Lutkepohl e Kratzig (2004, p.135-140).

o *embi* afeta a variação cambial positivamente. Ademais, a relação juros-câmbio parece ser majoritariamente contemporânea.

O VAR permite também avaliar a causalidade inversa, da variação cambial sobre o diferencial de juros. Essa relação é positiva e há tanto um efeito contemporâneo quanto defasado neste caso.

Gráfico 4 - Funções de Impulso Resposta



É importante notar que estes resultados devem ser analisados com cautela devido à falta de estabilidade do modelo. Feito essa ressalva, vale notar que, os resultados obtidos nesse modelo auxiliam no entendimento dos resultados de coeficientes com sinais diferentes para regimes de baixa volatilidade e alta volatilidade cambial.

5 Interpretação dos resultados encontrados à luz da abordagem da moeda endógena e taxa de juros exógena.

Nesta seção sugerimos que os resultados encontrados são coerentes com uma visão heterodoxa da taxa de juros exógena (Summa e Serrano, 2013) aplicada a economias abertas (Lavoie 2000, 2001, 2003, 2014). A UIP pode ser criticada teoricamente a partir de três pilares no caso da taxa de cambio flutuante. Essa discussão teórica ultrapassa o escopo deste artigo, porém, exporemos muito resumidamente estes argumentos apenas para darmos fundamentos à interpretação dos resultados encontrados.

O primeiro pilar diz respeito ao fato da taxa de juros ser exógena em uma economia aberta, no sentido de ser fixada autonomamente pela autoridade monetária (AM) e de não existir mecanismos automáticos de mercado que alterem essa taxa. Mesmo no caso da taxa de cambio fixa, não existe tal mecanismo de ajuste via oferta de moeda, pois com o princípio do refluxo a esterilização ocorre automaticamente pela ação dos agentes privados dada a taxa de juros fixada pelo BC (Lavoie (2001)).

O segundo ponto de crítica é o da substituição imperfeita entre os ativos no mercado internacional de capital, uma vez que o teorema da paridade descoberta de juros tem como hipótese a substituição perfeita entre os ativos de diferentes países. É devido a este pressuposto que uma elevação na taxa doméstica de juros em relação à externa (já incluído o prêmio de risco) gera um fluxo infinito de capitais. Estes cessariam apenas com o retorno à condição de equilíbrio da paridade descoberta. Este é um pressuposto pouco realista mesmo no âmbito dos modelos neoclássicos de escolha entre ativos, como apontou Lavoie (2003, p.238).

O terceiro pilar é relativo às expectativas cambiais endógenas, conforme argumentado na subseção 5.1 a seguir. Com base nestes três pilares pode-se argumentar que a AM tem a capacidade de determinar suas taxas de juros e que um aumento do diferencial de juros exerce um efeito apreciativo na taxa de câmbio. Desta forma, existe um canal pelo qual a AM é capaz de influenciar a taxa de câmbio ou pelo menos indicar para os agentes uma possível tendência para o câmbio ao elevar o rendimento dos títulos denominados em moeda doméstica.

5.1 A interpretação do coeficiente beta e o papel das expectativas

Vimos que os testes UIP segundo a equação (5) verificam duas hipóteses ao mesmo tempo: *i.* a paridade descoberta; e *ii.* a hipótese de que as expectativas cambiais são racionais e aparecem da seguinte forma:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Em que a condição para a validade da paridade descoberta é dada por $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Assim, o significado do parâmetro β assumir sinal negativo está apenas associando o fato de que um diferencial de juros positivo leva a uma apreciação da taxa de câmbio nominal:

$$s_{t+1} - s_t < 0.$$

Para Marey (2004) os parâmetros positivos ou negativos da paridade descoberta estão relacionados com o tipo de expectativa cambial assumida. Desta forma, é importante perceber que a hipótese de expectativas racionais é fundamental para o funcionamento da relação acima.

Vários estudos empíricos já questionaram a validade desta hipótese. Frenkel e Froot (1987) avaliam diversas regras de formação de expectativas cambiais, a partir de três pesquisas realizadas junto a agentes dos mercados de câmbio. Os autores realizam testes para determinar a forma específica destas expectativas, com o intuito de saber se estas são estabilizadoras ou desestabilizadoras.

Os autores notam que em trabalhos mais antigos como Branson, Haltunen e Masson (1977) muitas vezes eram adotadas expectativas estáticas, ou seja, a taxa de câmbio esperada para o próximo período é igual ao último valor observado e afirma que esta é uma simplificação radical e acreditam que seja incorreta. Entretanto, ela parece bastante razoável uma vez que estudos empíricos identificam um comportamento semelhante a um passeio aleatório nas taxas nominais de câmbio (Mussa, 1983, p.15).

Frenkel e Froot concluem que as expectativas não são estáticas e tampouco que são do tipo *bandwagon* (isto é, dado uma valorização passada os agentes esperam uma posterior valorização cambial no futuro e vice-versa). Sua evidência, para moedas de países desenvolvidos entre 1976 e 1985, favorece expectativas que revertem à tendência observada anteriormente, concluindo, portanto, que as expectativas cambiais são

estabilizadoras. Moosa (2002) encontra evidências de que as expectativas cambiais são ‘extrapolativas’ no curto prazo e estabilizadoras no médio prazo:

“This means that if a currency is appreciating then it should continue to appreciate in the near future (in the short-term) and to depreciate after (in the medium term).” (Moosa, 2002, p.449).

Engel e Hamilton (1989), por sua vez, verificam que as taxas de câmbio do dólar americano, nas décadas de 1970 e 1980, estão sujeitas a flutuação em ciclos longos (*long swings*). São identificados três períodos onde a taxa do dólar contra francos, libras e marcos seguem uma tendência por um longo período de tempo. Há uma tendência de depreciação do dólar americano na segunda metade da década de 1970 que é seguida de um longo período de apreciação após a elevação das taxas de juros no período Reagan/Volcker que se reverte em uma nova tendência de depreciação que se estende de meados de 1984 até o final da amostra em 1987. Estes resultados não só contradizem o consenso prévio de que as taxas nominais de câmbio seguiam um passeio aleatório como demonstra que estratégias de *carry trade* seguidoras da tendência, ou seja, expectativas cambiais endógenas, são lucrativas, exceto nos períodos de reversão das tendências.

Dessa forma, parece razoável, do ponto de vista empírico, assumir que as expectativas do câmbio no futuro são efetivamente endógenas e dependem, até certo ponto, dos valores passados desta variável.

Incorporando uma expectativa cambial que olha para a taxa de câmbio ocorrida no passado, os resultados do coeficiente negativo passam apenas a mostrar que, se um país fixar um diferencial de juros positivo em relação à taxa de juros internacional, ele deve em geral experimentar uma valorização de sua taxa de câmbio nominal.

5.2 A interpretação do coeficiente beta nos diferentes regimes.

Se a presença de um coeficiente negativo parece ser mais condizente com o funcionamento normal da relação entre taxa de câmbio e diferencial de juros em um país, como justificar a presença de coeficientes positivos, encontrados nesse trabalho para períodos de maior volatilidade?

Segundo Serrano e Summa (2015) é possível que, em uma situação de fuga de capitais, se observe um movimento simultâneo de perda de reservas internacionais e elevação de juros. Isto porque, ao incorrer em déficits no Balanço de Pagamentos (BP), é plausível que o BC não queira mais perder reservas e por isso eleve as taxas domésticas, a fim de atrair (ou pelo menos reduzir a fuga de) capitais. Este aumento de juros, porém, não está ligado à variação da base monetária, mas sim uma decisão autônoma da autoridade monetária. Este seria um exemplo de uma restrição imposta à atuação da AM pela posição de sua moeda no sistema financeiro internacional. É comum que, frente a um grande aumento da percepção mundial de risco – como, por exemplo, durante a crise financeira mundial iniciada em 2008 -- ou em situações de crise cambial em um país próximo (*contagion*), investidores optem por retirar seus investimentos de países periféricos de maneira abrupta, investindo em títulos de menor risco, como os americanos. Deve-se notar, contudo, que este não é um mecanismo automático. A elevação da taxa básica de juros em um evento deste tipo é uma decisão da AM.

Assim, ainda a AM determine autonomamente sua taxa de juros, enfrenta restrições de acordo com o papel de sua moeda no sistema financeiro mundial e as condições gerais de liquidez internacional e das contas externas domésticas. Assim, há uma assimetria neste nexo entre juros e câmbio. Países que não tem a possibilidade de saldar sua dívida externa na própria moeda estão sujeitos à restrição externa. Esta situação é especialmente comum em economias periféricas e é geralmente antecipada por fugas de capitais.

Enquanto não só é possível como é comum um BC estabelecer sua taxa básica acima da taxa americana, a fim de atrair capitais e valorizar sua moeda, seria extremamente imprudente, ao menos no caso de países emergentes, estabelecer um diferencial de juros negativo ou mesmo um diferencial suficientemente pequeno para que os títulos tornem-se pouco atrativos para investidores estrangeiros, considerando o risco soberano percebido. A consequência natural de tal ação seria uma acelerada fuga de capitais e brusca desvalorização cambial.

Também é relevante notar que a percepção de risco global, como a causada no início da crise financeira mundial, por exemplo, afeta significativamente os fluxos internacionais de capitais. Fugas de capitais ou a parada brusca dos influxos de capitais estrangeiros (*sudden stops*) estão diretamente ligadas a episódios de desvalorização cambial (Forbes e Warnock, 2011, p.4).

Assim a alternância de elasticidades negativas e positivas (e mais altas) em tempos de estabilidade e instabilidade, respectivamente também pode ser interpretada à luz da abordagem da taxa de juros exógena. A associação positiva entre juros e câmbio, neste caso, poderia derivar de uma opção deliberada da autoridade monetária para evitar ou mitigar a saída de capitais durante crises cambiais. A elevação dos juros seria assim uma resposta defasada à desvalorização do câmbio.

6 Considerações Finais

Este artigo teve o intuito de avaliar a paridade descoberta de juros no Brasil entre 2000 e o início de 2014. Tendo em vista a natureza dos dados de câmbio e diferencial de juros para economias emergentes, em particular o Brasil, foi necessário utilizar diferentes métodos econométricos para alcançar nossos diferentes objetivos.

Uma primeira conclusão dessa investigação é que o resultado corrobora a vasta quantidade de trabalhos empíricos para o teorema da paridade descoberta em vários países do mundo, ao encontrar a falha empírica desta relação, expressa nos coeficientes significativamente diferentes da unidade estimados para o diferencial de juros. Mais especificamente, os modelos indicaram uma relação negativa entre variação da taxa de câmbio e diferencial de juros para os dados da economia brasileira.

Um segundo ponto deste artigo é entender porque, ainda que estes resultados estejam em linha com a evidência empírica internacional, eles contradizem estudos que encontram uma elasticidade ‘variação do câmbio’-‘diferencial de juros’ levemente positiva para a UIP em países emergentes. Uma possível explicação para esta contradição foi apresentada pelas nossas estimações de modelos de alternância de regimes. Em momentos que um país emergente como o Brasil apresenta grande volatilidade de taxa de câmbio, em geral associado a problemas externos, os coeficientes estimados são positivos, e geralmente acima de um, e quando passa por momentos de estabilidade, o coeficiente se torna negativo e os resultados mais condizentes com os testes de paridade descoberta para países desenvolvidos. Importante notar que evidências semelhantes foram encontradas por Clarida, Davis e Pedersen (2009).

Interpretamos esses resultados de alteração do sinal do coeficiente estimado do diferencial de juros em períodos de volatilidade distintos da seguinte maneira: quando há relativa estabilidade nas contas externas do país e na economia mundial, um aumento do diferencial de juros implica em entrada de capitais e valorização cambial, portanto o resultado negativo do coeficiente faz sentido; por outro lado, em períodos de instabilidade nas contas externas do país, fuga de divisas e rápida desvalorização cambial, a autoridade monetária tenta evitar ou mitigar a saída de capitais manipulando o diferencial de juros, levando a um coeficiente positivo entre variação cambial e diferencial de juros.

Construímos por fim um modelo VAR para analisar a factibilidade desta proposição, e encontramos que o diferencial de juros tem um impacto negativo na variação cambial (com efeito contemporâneo) enquanto a variação cambial tem impacto positivo sobre o diferencial de juros (com efeito contemporâneo e defasado). Esses resultados com base neste último modelo só não são mais conclusivos devido às dificuldades na obtenção de um VAR estável, porém indicam possíveis direções para obter especificações melhores sobre a paridade descoberta de juros no Brasil, as quais pretendemos explorar em um próximo trabalho.

Referências Bibliográficas

ALPER, C. Emre; ARDIC, Oya Pinar; FENDOGLU, Salih. The economics of the uncovered interest parity condition for emerging markets. **Journal of Economic Surveys**, v. 23, n. 1, p. 115-138, 2009.

BAILLIE, Richard T.; OSTERBERG, William P. Deviations from daily uncovered interest rate parity and the role of intervention. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 10, n. 3, p. 363-379, 2000.

BANSAL, Ravi; DAHLQUIST, Magnus. The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. **Journal of International Economics**, v. 51, n.1, p. 115-144, 2000.

BRANSON, William H.; HALTTUNEN, Hannu; MASSON, Paul. Exchange rates in the short run: The dollar-dentschemark rate. **European Economic Review**, v. 10, n. 3, p. 303-324, 1977.

CARNEIRO, Ricardo; ROSSI, Pedro. 15 **The Brazilian experience in managing the interest–exchange rate nexus. Financial Stability and Growth: Perspectives on Financial Regulation and New Developmentalism**, p. 194, 2014.

CARVALHO, Jaimilton; DIVINO, José Angelo. Paridade descoberta da taxa de juros em países latino-americanos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 2, 2009.

CLARIDA, Richard; DAVIS, Josh; PEDERSEN, Niels. Currency carry trade regimes: Beyond the Fama regression. **Journal of International Money and Finance**, v. 28, n. 8, p. 1375-1389, 2009.

COOK, Steven. Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship. **Applied Economics Letters**, v. 11, n. 14, p. 879-884, 2004.

CUMBY, Robert E.; OBSTFELD, Maurice. International interest-rate and price-level linkages under flexible exchange rates: A review of recent evidence. In: BILSON, John

F. O.; MARSTON, Richard C. (Eds). **Exchange Rate Theory and Practice**. Chicago: Chicago University Press, 1984, pp.121-152.

DELCOURE, Natalya et al. The forward rate unbiasedness hypothesis reexamined: evidence from a new test. **Global Finance Journal**, v. 14, n. 1, p. 83-93, 2003.

ENGEL, Charles; HAMILTON, James D. Long swings in the exchange rate: are they in the data and do markets know it?. **National Bureau of Economic Research**, 1989.

FAMA, Eugene F. Forward and spot exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 14, n. 3, p. 319-338, 1984.

FRENKEL, J. Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of "News": Lessons from the 1970s **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 4, Aug., pp. 665-705

Published by: The University of Chicago Press. 1981.

FRANKEL, Jeffrey A.; FROOT, Kenneth A. Using survey data to test some standard propositions regarding exchange rate expectations. **The American Economic Review**, v.77, n.1, 1987.

FORBES, Kristin J.; WARNOCK, Francis E. Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. **Journal of International Economics**, v. 88, n. 2, p. 235-251, 2012.

FRANKEL, Jeffrey; POONAWALA, Jumana. The forward market in emerging currencies: Less biased than in major currencies. **Journal of International Money and Finance**, v. 29, n. 3, p. 585-598, 2010. APA

FRENKEL, Jacob A. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. **The Scandinavian Journal of Economics**, p. 200-224, 1976.

FROOT, Kenneth A.; FRANKEL, Jeffrey A. Forward discount bias: Is it an exchange risk premium?. **The Quarterly Journal of Economics**, p. 139-161, 1989. APA

FROOT, Kenneth A.; THALER, Richard H. Anomalies: foreign exchange. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 4, n. 3, p. 179-192, 1990.

GALATI, Gabriele; HEATH, Alexandra; MCGUIRE, Patrick. Evidence of carry trade activity. **BIS Quarterly Review**, v. 3, p. 27-41, 2007.

GARCIA, Márcio; OLIVARES, Gino. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 55, n. 2, p. 151-182, 2001.

GOODHART, Charles AE; MCMAHON, Patrick C.; NGAMA, Yerima L. Why Does the Spot-Forward Discount Fail to Predict Changes in Future Spot Rates?. **International Journal of Finance & Economics**, v. 2, n. 2, p. 121-129, 1997.

HAMILTON, James D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 357-384, 1989.

HAMILTON, James Douglas. **Time series analysis**. Princeton: Princeton university press, 1994.

HAMILTON, James D. "regime switching models." **The New Palgrave Dictionary of Economics**. Second Edition. Eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume. Palgrave Macmillan, 2008. The New Palgrave Dictionary of Economics Online. Palgrave Macmillan. 02 January 2009
<http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008_R000269>

doi:10.1057/9780230226203.1411

HO, Tsung-Wu. A re-examination of the unbiasedness forward rate hypothesis using dynamic SUR model. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, n. 3, p. 542-559, 2003.

KROLZIG, Hans-Martin. Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. Disponível em <http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/Msvardoc.pdf>, 1998.

LAVOIE, Marc. A Post Keynesian view of interest parity theorems. **Journal of Post Keynesian Economics**, p. 163-179, 2000.

LAVOIE, Marc. **The Reflux Mechanism and the Open Economy. Credit, interest**

rates and the open economy: Essays on horizontalism, p. 215, 2001.

LAVOIE, Marc. Interest parity, risk premia, and Post Keynesian analysis. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 25, n. 2, p. 237-250, 2003.

LAVOIE, Marc. **Post-Keynesian Economics: New Foundations**. Edward Elgar Publishing, 2014.

LAXTON, Douglas; PESENTI, Paolo. Monetary rules for small, open, emerging economies. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 5, p. 1109-1146, 2003.

LEYBOURNE, Stephen J.; NEWBOLD, Paul. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. **Applied Economics**, v. 35, n. 9, p. 1117-1121, 2003.

LÜTKEPOHL, Helmut. **New introduction to multiple time series analysis**. Springer, 2007.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus (Ed.). **Applied time series econometrics**. Cambridge University Press, 2004.

MACDONALD, Ronald; TAYLOR, Mark P. Exchange rate economics: a survey. **Staff Papers-International Monetary Fund**, p. 1-57, 1992.

MAREY, Philip S. Uncovered interest parity tests and exchange rate expectations, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organizations (**METEOR**), 2004.

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

MEHL, Arnaud; CAPPIELLO, Lorenzo. Uncovered Interest Parity at Long Horizons: Evidence on Emerging Economies*. **Review of International Economics**, v. 17, n. 5, p. 1019-1037, 2009.

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.

- MUSSA, Michael L. The theory of exchange rate determination. In: BILSON, John F. O.; MARSTON, Richard C. (Eds). **Exchange Rate Theory and Practice**. Chicago: Chicago University Press, 1984, pp.13-78.
- OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. Exchange rate dynamics redux. **National Bureau of Economic Research**, 1996.
- PHILLIPS, P., & HANSEN, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. **Review of Economic Studies**, 57, 99–125.
- ROSSI, Pedro. O Mercado internacional de moedas, o carry trade e as taxas de câmbio. **Observatório da Economia Global**, 2010.
- SANTOS SOUZA, G. R. e Curado, M. Comportamento da taxa de câmbio no brasil: uma análise a partir da paridade descoberta da taxa de juros. **Análise Econômica**, v. 31, n. 59.2013.
- SERRANO, F.; SUMMA, R. Uma sugestão para simplificar a teoria da taxa de juros exógena. **Ensaio FEE**, v. 34, n. 2, 2013.
- SERRANO, F.; SUMMA, R. Mundell–Fleming without the LM curve: the exogenous interest rate in an open economy. **Review of Keynesian Economics**, 3 (2), 2015
- SIMS, Christopher A.; STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*: **Journal of the Econometric Society**, p. 113-144, 1990.
- TAYLOR, Mark P. Risk premia and foreign exchange: a multiple time series approach to testing uncovered interest-rate parity. *Weltwirtschaftliches archiv*, v. 123, n. 4, p. 579-591, 1987.
- TAYLOR, Mark P. The economics of exchange rates. **Journal of Economic Literature**, v. 33, n. 1, p. 13-47, 1995.
- YOSHINO, Joe Akira; MICHELOTO, Silvio Ricardo. The Uncovered Interest Parity in the Foreign Exchange (FX) Markets. **Brazilian Review of Finance**, v. 2, n. 2, p. pp. 137-157, 2004.