

# OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DA ESTRUTURA A TERMO DO CUPOM CAMBIAL NO BRASIL<sup>1,2</sup>

Marcelo Fernandes<sup>3</sup>

Ygor Munhoz<sup>4</sup>

Clemens Nunes<sup>5</sup>

Este trabalho modela os fatores de nível, inclinação e curvatura da curva de cupom cambial no Brasil como função de variáveis macroeconômicas observáveis. Entre os indicadores macro, consideramos a taxa de câmbio em real por dólar, o ágio do *credit default swap* (CDS) Brasil, o índice de preço de *commodities*, a taxa de cupom cambial futura, a taxa futura de juros em dólar (London Interbank Offered Rate – LIBOR), a volatilidade implícita da taxa de câmbio e a inflação implícita no Brasil. O modelo possui excelente aderência para a estrutura a termo do cupom cambial, explicando cerca de 95% de sua variação. Aumentos no ágio do CDS, na taxa de cupom cambial de três meses, na LIBOR, no índice de preço de *commodities* e na volatilidade implícita do câmbio estão diretamente relacionados com aumentos na curva de cupom cambial. Por sua vez, encontramos uma associação positiva da expectativa de depreciação cambial com cupons cambiais mais curtos e negativa com a parte mais longa da curva. Choques na inflação implícita têm um pequeno impacto positivo para vencimentos curtos, mas levemente negativo para vencimentos mais longos.

**Palavras-chave:** curva de juros; cupom cambial; estrutura a termo; macrofinanças.

## THE MACROECONOMIC DRIVERS OF THE TERM STRUCTURE OF THE USD-DENOMINATED INTEREST RATES IN BRAZIL

In this paper, we model the level, slope and curvature of the term structure of US dollar-denominated interest-rate coupons in Brazil as driven by observable macroeconomic variables. Among the macro indicators, we consider the exchange rate of the Brazilian real against the US dollar, Brazil's CDS spread, commodity prices, the dollar-denominated forward rate, the LIBOR forward rate, the implied exchange rate volatility, and the Brazilian breakeven inflation. The model fits the yield curve very well, explaining 95% of its variation. The coupon curve increases with the CDS spread, 3-month dollar denominated rate, the LIBOR rate, commodity prices, and the exchange rate volatility. The exchange rate depreciation positively correlates with shorter maturities, but negatively with the long end of the curve. Changes in the breakeven inflation have little impact in the coupon curve.

**Keywords:** yield curve; dollar-denominated interest rates; term structure; macro-finance.

**JEL:** G12; G15.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art2>

2. Os autores agradecem a Marcel Ribeiro e Ricardo Brito os comentários. Marcelo Fernandes agradece ainda o apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp; processo nº 2019/05798-7) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq; processo nº 302278/2018-4).

3. Professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (FGV EESP). *E-mail:* <marcelo.fernandes@fgv.br>.

4. Diretor do Credit Suisse. *E-mail:* <ygormunhoz1@gmail.com>.

5. Professor da FGV EESP. *E-mail:* <clemens.nunes@fgv.br>.

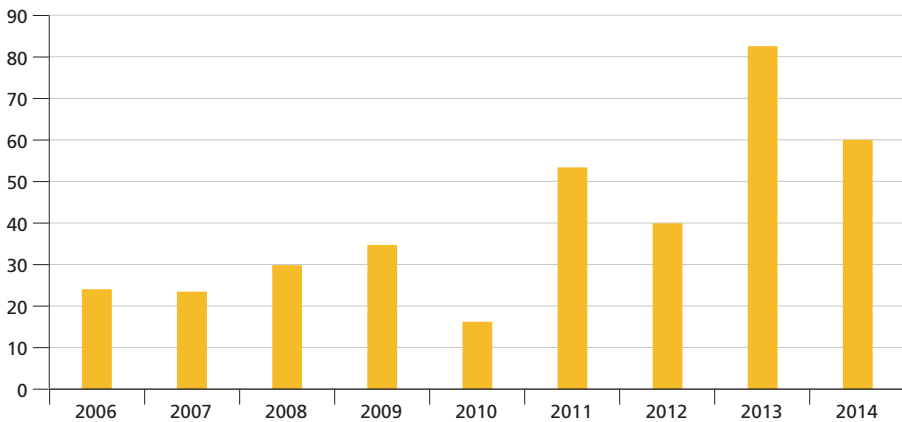
## 1 INTRODUÇÃO

O aumento da integração econômica, principalmente a partir dos anos 1990, impulsionou o comércio e a migração de fatores de produção entre países. No caso brasileiro, observa-se uma dinâmica similar. O total de ativos de residentes em moeda estrangeira aumentou de 36,3% do produto interno bruto (PIB) em dezembro de 2004 para 50,3% do PIB em março de 2018 (SGS e Banco Central).<sup>6</sup> Neste mesmo período, o passivo de residentes em moeda estrangeira aumentou de 62,1% para 94,2% do PIB. Como resultado, o grau de exposição cambial dos agentes aumentou significativamente, exigindo não apenas uma gestão adequada de ativos e passivos em moeda estrangeira na economia, mas também uma supervisão diligente destes riscos por parte do Banco Central do Brasil (BCB).

Um instrumento importante para se atender a esta necessidade é o cupom cambial, que representa a remuneração a ser obtida em dólares em uma aplicação em títulos na moeda doméstica. O gráfico 1 registra o interesse crescente pelo uso do cupom cambial, dado o aumento do volume de contratos em aberto na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F).

GRÁFICO 1

**Número de contratos abertos de cupom cambial de três anos na BM&F (2006-2014)**  
(Em 1 mil)



Elaboração dos autores.

Este trabalho propõe descrever a dinâmica da estrutura a termo do cupom cambial (ETCC) no Brasil a partir de um modelo de três fatores com variáveis macroeconômicas. Entender a interação entre a curva de juros denominada em dólar e as condições macroeconômicas é crucial em diversas dimensões. Primeiro, fornece munição importante para a construção de modelos teóricos de estrutura

6. Disponível em: <<https://bit.ly/3Q2cbdS>>.

a termo. Segundo, permite que se avaliem experimentos de política econômica. Terceiro, oferece alternativas de apreçamento e avaliação de risco a partir de cenários macroeconômicos bem definidos.

Em particular, empregamos um modelo dinâmico inspirado em Nelson e Siegel (1987) e Diebold e Li (2006) para descrever o nível, a curvatura e a inclinação da curva do cupom cambial no Brasil. Assim como em Huse (2011), restringimos a evolução de cada fator da curva a uma função afim de variáveis macroeconômicas predeterminadas e observáveis. Isto traz duas vantagens diante de outras alternativas. O número de parâmetros a serem estimados não aumenta conforme o número de vértices na curva, pois podemos extrair previsões do cupom cambial de cada maturidade a partir dos fatores de nível, inclinação e curvatura. No mais, como as sensibilidades dos fatores às variáveis macroeconômicas são invariantes no tempo, podemos usar simultaneamente as dimensões de tempo e maturidade na estimação. Dessa forma, não apenas ganha-se em precisão, mas também se evitam erros de medida, como observado em Diebold e Li (2006), por exemplo.

A literatura sobre a ETCC no Brasil é relativamente rica. Guillén e Araújo (2002) analisam o comportamento do cupom cambial mediante uma decomposição de ciclo e tendência. Pinheiro, Almeida e Vicente (2007) estimam um modelo de fatores latentes com variáveis macroeconômicas para descrever a curva de cupom cambial até a maturidade de dois anos. Viola *et al.* (2009) examinam o impacto dos *swaps* cambiais ofertados pelo Banco Central sobre a ETCC a partir da análise de componentes principais, enquanto Franklin Junior *et al.* (2012) estimam um modelo de quatro fatores de Svensson (1994). Entretanto, nenhum dos trabalhos acima estima a dinâmica da ETCC no Brasil usando apenas variáveis macroeconômicas observáveis. Neste aspecto, a metodologia que empregamos assemelha-se mais àquela usada em Thiele e Fernandes (2015) para descrever a dinâmica da estrutura a termo das expectativas de inflação no Brasil.

Para estimar o modelo, usamos um procedimento de mínimos quadrados agrupados para aproveitar a estrutura em painel dos dados. O período amostral abrange julho de 2006 a dezembro de 2014, para o qual coletamos dados diários de contratos futuros de juros em dólar (FRC), dólar e depósitos interfinanceiros (DI) negociados na BM&F (atualmente B3), assim como a taxa do “casado”. Para representar as condições macro, empregamos a taxa *spot* de câmbio, o ágio do *credit default swap* (CDS) Brasil de cinco anos, o índice de preço de *commodities*, a taxa de cupom cambial futura com vencimento em três meses, a taxa futura London Interbank Offered Rate (LIBOR), a volatilidade implícita da taxa de câmbio esperada nos próximos doze meses e a inflação implícita de doze meses no Brasil.

Os resultados obtidos mostram que aumentos no ágio do CDS, na taxa de cupom cambial, na taxa LIBOR, nos preços de *commodities* e na volatilidade

implícita do câmbio estão diretamente relacionados com aumentos no cupom cambial. Por sua vez, a expectativa de depreciação cambial tem correlação positiva com as maturidades mais curtas, até dois anos e meio, e negativa com a parte longa, até cinco anos. Choques na inflação implícita causam impactos pouco relevantes na curva de cupom, porém positivamente correlacionados com vencimentos mais curtos (até dois anos) e negativamente correlacionados com vencimentos mais longos (dois a cinco anos).

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção 2, revisamos as literaturas de estrutura a termo. Na seção 3, apresentamos a metodologia que empregamos na estimação dos fatores e descrevemos os dados. A seção 4 discute os resultados da estimação, e na seção 5 tecemos algumas considerações finais.

## 2 MODELOS PARA A ESTRUTURA A TERMO DO CUPOM CAMBIAL

Litterman e Scheinkman (1991) e Knez, Litterman e Scheinkman (1994) mostram que três fatores explicam mais de 90% dos movimentos da curva de juros americana, a saber, os fatores de nível, inclinação e curvatura. Piazzesi (2009) e Duffe (2011) empregam mais que três fatores na busca por um maior poder preditivo, porém Joslin (2011) argumenta que estes modelos podem ter parametrização excessiva. Dessa forma, optamos por um modelo de três fatores para capturar a dinâmica da estrutura a termo de forma parcimoniosa.

Assim como em Huse (2011), descrevemos a dinâmica da estrutura a termo pressupondo que os fatores de nível, inclinação e curvatura são funções afins apenas de variáveis macroeconômicas observáveis:

$$y_t(\tau_i) = \beta_1(Z_t) + \beta_2(Z_t) \left( \frac{1 - e^{-\lambda\tau_i}}{\lambda\tau_i} \right) + \beta_3(Z_t) \left( \frac{1 - e^{-\lambda\tau_i}}{\lambda\tau_i} - e^{-\lambda\tau_i} \right) + v(\tau_i) \quad (1)$$

em que  $y(\tau_i)$  é a taxa de rendimento do título com maturidade  $\tau_i$ ,  $\beta_1(Z_t)$ ,  $\beta_2(Z_t)$  e  $\beta_3(Z_t)$  são respectivamente os fatores de nível, inclinação e curvatura, que dependem do vetor  $Z_t$  de indicadores macroeconômicos,  $\lambda$  é o parâmetro de decaimento, e  $v(\tau_i)$  é um ruído branco.

A estrutura em painel da equação (1) é conveniente por dois motivos. O primeiro concerne à parcimônia. O número de parâmetros a serem estimados não aumenta com o número de vértices na curva, como em Evans e Marshall (2007), nem com o período amostral, como em Diebold e Li (2006). A sensibilidade de cada fator às variáveis macroeconômicas é invariante no tempo. A segunda razão é aumentar a precisão das estimativas, usando-se simultaneamente as dimensões de tempo e maturidade e evitando-se, assim, a presença de erros de medida, como em Diebold e Li (2006).

Em sua modelagem da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ) americana, Huse (2011) fixa  $\lambda = 0.006667$ , por não encontrar variação significativa no tempo. Ao fixar a taxa de decaimento, o modelo descrito em (1) passa a ser linear nos parâmetros, permitindo a estimação por mínimos quadrados. Entre as variáveis de estado  $Z_t$ , Huse considera indicadores de inflação (Consumer Price Index – CPI), de atividade econômica (PIB e taxa de desemprego), de política monetária (taxas básicas de juros do Banco Central norte-americano) e de política fiscal (dívida pública). Huse mostra que o nível da curva de juros nominal americana depende da inflação, enquanto as políticas monetária e fiscal afetam sua inclinação e curvatura, respectivamente.

Na literatura sobre a ETCC brasileira, destacamos os seguintes trabalhos. Guillén e Araújo (2002) analisam o comportamento do cupom cambial por intermédio de uma decomposição tendência-ciclo, e concluem que o cupom cambial no equilíbrio de longo prazo converge para a trajetória do Prêmio do C-Bond, que é interpretado como componente de fundamento. No curto prazo, o cupom cambial converge para o prêmio do *swap* cambial. Viola *et al.* (2009) examinam o impacto dos *swaps* cambiais ofertados pelo Banco Central sobre a ETCC a partir da análise de componentes principais. Franklin Junior *et al.* (2012) estimam a ETCC a partir do modelo de Svensson (1994), usando algoritmos genéticos e tradicionais de otimização não linear.

O estudo mais próximo ao nosso é Pinheiro, Almeida e Vicente (2007). Os autores descrevem a dinâmica da ETCC por meio de modelos com fatores latentes e variáveis macroeconômicas (*emerging markets bond index* – EMBI Global e expectativa de inflação). Os resultados mostram um desempenho global inferior ao passeio aleatório, no entanto. A introdução de variáveis macroeconômicas contribui positivamente na capacidade da previsão na parte curta da curva de cupom cambial, e negativamente na parte longa. Na análise de resposta a impulsos, verificam que efeitos de choques na expectativa de inflação e no risco-país aumentam o nível e a inclinação da ETCC. Em contraste com Pinheiro, Almeida e Vicente (2007), usamos um modelo que utiliza apenas variáveis observáveis, além de considerarmos maturidades mais longas. Finalmente, vale notar que Thiele e Fernandes (2015) empregam uma abordagem similar para descrever a dinâmica da estrutura a termos das expectativas de inflação no Brasil.

### 3 METODOLOGIA E DADOS

O modelo descrito em (1) postula que o vetor  $z_t$  de variáveis estados governa os movimentos da estrutura a termo. Denotando por  $\beta_t$  o vetor  $3 \times 1$  contendo os fatores de nível, inclinação e curvatura no instante  $t$ , podemos reescrever (1) como

$$y_t(\tau) = X_t(\lambda_t)\beta_t + v_t(\tau), \quad (2)$$

em que  $y_t(\tau)$  é um vetor coluna com as taxas de rendimento observadas em  $t$  de dimensão  $N \times 1$ ,  $v_t(\tau)$  é um vetor com termos de erro de dimensão  $N \times 1$  e

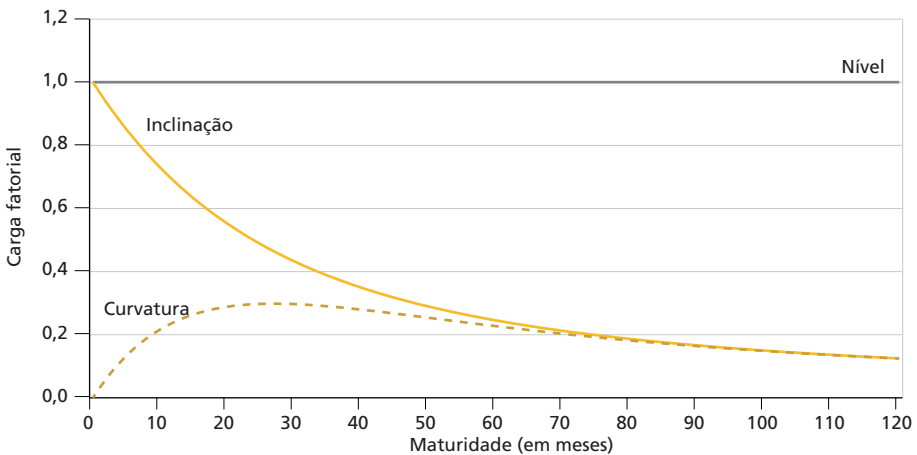
$$X(\lambda_t) = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} - e^{-\lambda\tau_N} \end{bmatrix},$$

enquanto  $\lambda_t = \lambda(Z_t) = Z_t'a$  e  $\beta_t = \beta(Z_t) = Z_t'b$ . A estratégia de identificação assume que as variáveis de estado  $Z_t$  são predeterminadas em relação às taxas de rendimento da ETCC e que os vetores de parâmetros  $a$  e  $b$  são constantes ao longo do tempo.

Neste trabalho em particular, fixamos o valor de  $\lambda_t$  ao longo do tempo naquele que maximiza a carga do fator de curvatura na maturidade de nove meses:  $\lambda = 0,0667$ . O gráfico 2 exhibe as cargas dos fatores de nível, inclinação e curvatura conforme a matriz  $X(0,0667)$ .

GRÁFICO 2

**Cargas dos fatores de nível, inclinação e curvatura**



Elaboração dos autores.

O fator de nível não depende de  $\lambda$ , dando carga unitária para todas as maturidades. O fator de inclinação tem carga máxima na maturidade mais curta, decrescendo exponencialmente com a duração do cupom cambial. O fator de curvatura tem carga máxima na maturidade de nove meses, conforme se verifica empiricamente observando-se sua *proxy* empírica: (cupom longo – cupom médio) – (cupom médio – cupom curto).

Fixar o parâmetro  $\lambda_t$  permite estimarmos a equação (1) por mínimos quadrados agrupados (MQA) usando simultaneamente as dimensões de tempo e maturidade.

As estimativas de MQA são consistentes se o termo de erro for um *martingale* com respeito à informação corrente e passada, e ortogonal à maturidade.

Entre os indicadores macroeconômicos, consideramos a inflação implícita nos próximos doze meses, dada pela diferença entre as taxas nominal da curva DI1 e real da curva de *swap* IPCA (BEIR), a taxa de câmbio à vista (BRL), a taxa de juros do cupom cambial de três meses (CC), o prêmio de risco brasileiro embutido no CDS brasileiro de cinco anos (CDS), o índice Thomson Reuters/CoreCommodity de preços futuros de *commodities* (CRB), a taxa LIBOR de três meses (LIBOR) e a volatilidade implícita das opções de câmbio nos próximos doze meses (VOL).<sup>7</sup>

Coletamos dados diários da empresa Bloomberg para o período entre 1º de julho de 2006 e 30 de dezembro de 2014. Para avaliar a robustez das estimativas, consideramos também subamostras para os anos de 2006 a 2009 e de 2010 a 2014. O primeiro passo consiste em investigar a ordem de integração das variáveis macroeconômicas. Como testes de raiz unitária têm baixo poder, realizamos inicialmente testes agrupando todas as séries. Em particular, adotamos o teste de Im, Pesaran e Shin (2003) e combinamos os *p*-valores dos testes individuais de Phillips e Perron (1988) usando o método de Fisher (1932). Ambos os testes rejeitam a hipótese nula de que todas as séries possuem raiz unitária ao nível de confiança de 10% (*p*-valores de 0,0972 e 0,0502, respectivamente).

Para descobrir quais séries são realmente estacionárias, usamos testes individuais de raiz unitária (testes aumentado de Dickey-Fuller – ADF e Phillips-Perron), assim como o teste de estacionaridade de Kwiatkowski *et al.* (1992).<sup>8</sup> Os resultados são bastante semelhantes, indicando que apenas CDS, LIBOR e VOL não possuem raiz unitária. Entretanto, os testes de cointegração mostram claramente que existem ao menos duas relações de equilíbrio entre BEIR, BRL, CC e CRB.<sup>9</sup> Para preservar essa informação de longo prazo, mantivemos todas as variáveis em nível no modelo e verificamos cuidadosamente o comportamento dos resíduos. Com efeito, as evidências mostram que os resíduos do modelo em nível são bem mais estacionários que os resíduos de qualquer modelo em primeiras diferenças.

---

7. Há espaço, naturalmente, para aperfeiçoar a *proxy* de inflação implícita, controlando-se pelos prêmios de risco e liquidez (Val, Barbedo e Maia, 2010). Teríamos, entretanto, que considerar eventuais erros de estimação dos prêmios de risco e de liquidez. Assim como em Thiele e Fernandes (2015), optamos pela simplicidade de empregar apenas a diferença entre as taxas nominal e real. Um raciocínio similar vale para a volatilidade cambial implícita.

8. O teste de Phillips-Perron tem a vantagem de acomodar heterocedasticidade condicional, que é uma característica saliente de séries financeiras. Georgiev, Rodrigues e Taylor (2017) mostram, por sua vez, que a presença de caudas pesadas não afeta o desempenho de testes de raiz unitária em amostras finitas, mesmo afetando sua distribuição assintótica.

9. Os testes do traço e do autovalor de Johansen (1991) indicam respectivamente dois e três vetores de cointegração. No entanto, sabe-se que a presença de heterocedasticidade pode afetar seriamente o tamanho dos testes tradicionais de cointegração (Cavaliere, Rahbek e Taylor, 2010), de modo que também empregamos o procedimento de *wild bootstrap* para obter valores críticos mais apropriados (Boswijk *et al.*, 2016; Cavaliere *et al.*, 2018). Os resultados são qualitativamente semelhantes, indicando três vetores de cointegração.

A tabela 1 reporta algumas estatísticas descritivas dos indicadores macroeconômicos, em pontos percentuais. Apesar de estimarmos o modelo em nível, reportamos as estatísticas descritivas das primeiras diferenças de BEIR, BRL, CC e CRB, por não fazer sentido apresentá-las em nível.

TABELA 1  
Estatísticas descritivas das variáveis macroeconômicas

		Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
jul. 2006-dez. 2014						
ΔBEIR	Pontos percentuais (p.p.)	0,16	6,49	0,00	-45,41	96,35
ΔBRL	(p.p.)	0,03	2,21	-0,01	-17,08	14,19
ΔCC	(p.p.)	-0,15	23,29	-0,49	-199,56	281,68
CDS	% ao ano (a.a.)	1,48	0,64	1,31	0,62	5,87
ΔCRB	(p.p.)	-0,06	3,59	0,00	-21,44	16,79
LIBOR	(% a.a.)	1,93	1,80	1,21	0,26	6,01
VOL	(% a.a.)	15,18	4,07	14,22	9,23	36,91
jul. 2006-dez. 2009						
ΔBEIR	(p.p.)	0,11	7,59	0,00	-45,41	96,35
ΔBRL	(p.p.)	-0,05	2,73	-0,11	-17,08	14,19
ΔCC	(p.p.)	-0,48	29,93	-1,11	-199,56	281,68
CDS	(% a.a.)	1,58	0,93	1,24	0,62	5,87
ΔCRB	(p.p.)	-0,08	4,53	0,00	-21,44	16,79
LIBOR	(% a.a.)	3,71	1,49	3,75	1,43	6,01
VOL	(% a.a.)	16,13	5,49	14,35	9,23	36,91
jan. 2010-dez. 2014						
ΔBEIR	(p.p.)	0,19	5,60	0,00	-26,53	65,10
ΔBRL	(p.p.)	0,08	1,77	0,09	-8,74	9,11
ΔCC	(p.p.)	0,08	17,20	-0,23	-181,48	182,81
CDS	(% a.a.)	1,41	0,29	1,37	0,90	2,41
ΔCRB	(p.p.)	-0,04	2,75	0,01	-17,64	12,43
LIBOR	(% a.a.)	0,69	0,43	0,56	0,26	1,90
VOL	(% a.a.)	14,52	2,46	14,18	9,78	24,55

Elaboração dos autores.

As diferenças mais significativas nas médias e medianas são para a variação no cupom cambial e na taxa LIBOR. Em particular, a taxa LIBOR é bem menor entre 2010 e 2014, refletindo as políticas de liquidez internacional praticadas pelo Federal Reserve (FED) e pelo Banco Central Europeu (BCE). As políticas de facilitação



quantitativa, entre 2010 e 2014, implicam uma redução na variabilidade de todos os indicadores. Tanto o desvio-padrão quanto a amplitude amostral (isto é, diferença entre máximo e mínimo) são bem mais altos no período da crise internacional (2006 a 2009). Antes de estimar o modelo de estrutura a termo, normalizamos todas as variáveis macroeconômicas por suas respectivas médias e desvios-padrão.

### 3.1 Construção da estrutura a termo do cupom cambial

A construção da ETCC foi realizada a partir dos preços e taxas de ativos financeiros negociados no mercado cambial, entre eles, os contratos futuros de cupom cambial (DDI), dólar, juros (DI) e FRC, além do contrato “casado”. Em seguida, descrevemos as principais características destes ativos.

O cupom cambial é a taxa de juros obtida a partir do cálculo da diferença entre a acumulação da taxa de DI e a variação da taxa de câmbio, ambas referidas ao mesmo período de observação. Em outras palavras, é a taxa de juros para aplicações em dólares no Brasil, expressa em percentual ao ano. Seu regime de capitalização é simples, com base de 360 dias corridos. O contrato futuro DDI negociado na BM&F tem o cupom cambial como subjacente. A cotação de fechamento se dá em preço unitário (PU), sendo apurada diariamente pela BM&F para cada um dos vencimentos autorizados.

O contrato futuro de DI é um derivativo que tem como objeto de negociação a taxa média acumulada do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) para o período entre o dia da negociação (inclusive) e um dia útil anterior ao seu prazo de vencimento. O contrato possui um valor de face na liquidação de R\$ 100 mil, considerando-se uma taxa anualizada, com base de 252 dias úteis e regime de capitalização composto. Todos os negócios efetuados em pregão são cotados em PU, que corresponde ao desconto do valor de face pela taxa negociada;  $PU = 100.000(1+i)^{-du/252}$ , em que  $i$  denota a taxa de juros negociada, expressa em percentual ao ano, com base em 252 dias úteis; e  $du$  indica o número de dias úteis até o vencimento do contrato.

O cupom cambial pode ser “sujo” ou “limpo”. O primeiro utiliza a taxa PTAX de câmbio, publicada diariamente pelo BCB, do dia anterior à operação como referência para o cálculo da variação cambial. É imperfeito, pois a variação cambial expressa no contrato não espelha a variação realizada. Por sua vez, o segundo emprega a taxa de câmbio vigente no início da operação.

Ao transacionar um contrato futuro de DDI, negocia-se o cupom cambial sujo. Isso acontece porque é mais conveniente negociar uma taxa de juros em dólar cujo ponto de início da operação não dependa da variação intradiária da taxa de câmbio à vista. Assim, usa-se um valor fixo de câmbio (PTAX do dia anterior) e negocia-se a taxa de juros em dólar (cupom cambial sujo).

Uma alternativa para tomar posições de taxas em dólar é o contrato FRC negociado na BM&F, que corresponde a um *forward rate agreement* (FRA) de cupom cambial. A taxa FRC representa a taxa a termo entre a data do primeiro vencimento de dólar na BM&F e o vencimento do contrato de FRA em tela. Estes contratos permitem a negociação de taxa de juros em dólar a termo com o cambial limpo. Ou seja, sem a distorção causada pela variação da taxa de câmbio do dia anterior para o dia da operação (isto é, o cupom cambial limpo). O FRC consiste na realização simultânea de duas operações: a primeira aplicada para o primeiro vencimento do DDI; e a segunda, vendida, para o vencimento do DDI de vencimento igual ao do FRC. As operações realizadas nesse mercado são automaticamente transformadas pela bolsa em duas posições no mercado futuro de DDI: uma de mesma natureza, na ponta longa do DDI futuro, que corresponde ao vencimento do FRC; e outra, de natureza inversa, na ponta curta do DDI futuro, que corresponde ao primeiro vencimento de DDI futuro. Portanto ao comprar o FRC com vencimento em um ano, compra-se de fato o contrato futuro de DDI com vencimento em um ano e vende-se o contrato futuro de DDI com vencimento em um mês. Na prática, ao se negociar o FRA, se está negociando o cupom cambial limpo entre o primeiro vencimento de DDI futuro e o DDI de ponta longa (Figueiredo, 2005). A cotação do contrato FRC é na forma de taxa de juros, expressa em percentual ao ano, linear, com base de 360 dias corridos.

Finalmente, a taxa do “casado” representa a diferença entre o preço do dólar negociado para o primeiro vencimento na BM&F e o preço do dólar à vista. Este produto tem a finalidade de transferir posições no mercado futuro para o mercado à vista, aproveitando a maior liquidez do primeiro (Ventura e Garcia, 2012). Dado que esta posição está sujeita à variação intradiária do cupom cambial, bem como da taxa de juros do DI futuro, o agente pode transferir esta posição para o mercado à vista por meio do “casado”. Como a taxa de juros em reais e o preço do dólar futuro são negociados no mercado de derivativos, o valor do “casado”, reflete uma condição de não arbitragem entre estes, a taxa do cupom cambial e a taxa de câmbio à vista.

Calculamos a estrutura a termo do cupom cambial limpo para as maturidades de 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 30, 36, 42, 48, 54 e 60 meses entre 3 de julho de 2006 e 30 de dezembro de 2014, considerando as taxas diárias de fechamento dos contratos futuros (dólar, DI e FRC) e a taxa do “casado”. Como os contratos de FRC não têm liquidez em todos os vértices, obtemos as taxas das maturidades menos líquidas por meio de interpolação linear, conforme descrito em CETIP (2010).

Para calcular a taxa do cupom limpo para os vértices específicos da BM&F, calcula-se o fator da taxa até o primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise:

$$ftCupom_{1\ futuro} = \frac{SPOT \times (1 + txPRE_{1\ futuro})^{(DU_{1\ futuro} / 252)}}{DOL_{1\ futuro}}, \quad (3)$$

em que  $DOL_{1\ futuro}$  é o preço do dólar futuro com vencimento no primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise;  $SPOT$  é preço do dólar à vista, calculado pela diferença entre o preço do dólar futuro e o “casado” negociado no balcão;  $txPRE_{1\ futuro}$  é taxa de juros em reais negociada, expressa em percentual ao ano, com vencimento no primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise e base de 252 dias úteis; e  $DU_{1\ futuro}$  é o número de dias úteis a partir da data de negociação até o primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise.

Em seguida, calcula-se o fator para o período de cada FRC:

$$ftCupom_{FRC} = (1 + \frac{Cupom_{FRC} \times DCs_{FRC}}{360}), \quad (4)$$

em que  $Cupom_{FRC}$  é a taxa do FRC negociado na BM&F;  $DCs_{FRC}$  é o número de dias corridos entre o primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise e o vencimento do FRC.

O produto dos dois fatores acima corresponde ao fator para o período total, entre a data analisada e o vencimento do FRC negociado na bolsa. A partir desse fator, calcula-se a taxa do cupom limpo para esse período:

$$CupomLimpo_{VctoBMF} = [(ftCupom_{1\ futuro} \times ftCupom_{FRC}) - 1] \times 360 \div DCs_{VctoBMF}, \quad (5)$$

em que  $DCs_{VctoBMF}$  é o número de dias corridos entre a data de análise e a data de vencimento do FRC. Com base nas taxas do cupom limpo, construímos a ETCC para cada dia do período amostral.

A tabela 2 apresenta algumas estatísticas descritivas sobre a curva de cupom cambial entre julho de 2006 e dezembro de 2014. Percebe-se uma dispersão muito grande nos níveis das curvas nos diferentes vértices. A maturidade de três meses, por exemplo, apresenta um valor mínimo de 0,36% e máximo de 9,71%. Além disso, observa-se que a volatilidade declina com a maturidade, saindo de 1,88% a.a., para a taxa de três meses, e chegando a 1,42% a.a., para a maturidade de cinco anos.

Os valores máximos na tabela 2 referem-se sempre ao período inicial da amostra, entre 2006 e 2009, refletindo a grave crise financeira. A intensificação da crise a partir de meados de 2008 levou a uma queda nos preços das *commodities* e a um aumento considerável do grau de aversão ao risco nos mercados internacionais. Nesse cenário, os investidores estrangeiros liquidavam seus investimentos em real e remetiam o capital para seus países de origem. A pressão de demanda no mercado de câmbio à vista resultou no aumento das taxas de juros em dólar para refletir um prêmio de risco maior.

TABELA 2  
Estatísticas descritivas da curva de cupom cambial (2006-2014)

Maturidade (em meses)	Média (% a.a.)	Desvio-padrão (% a.a.)	Mínimo (% a.a.)	Máximo (% a.a.)
3	2,65	1,88	0,36	9,71
4	2,71	1,84	0,32	10,13
5	2,77	1,82	0,51	9,82
6	2,86	1,79	0,57	9,44
7	2,84	1,78	0,60	9,64
8	2,92	1,76	0,72	9,34
9	2,96	1,75	0,71	9,11
12	3,07	1,70	0,90	8,29
15	3,17	1,65	1,01	8,15
18	3,26	1,61	1,15	8,05
21	3,35	1,56	1,27	8,15
24	3,43	1,53	1,36	8,22
30	3,62	1,48	1,49	8,31
36	3,81	1,44	1,61	8,54
42	4,02	1,41	1,70	8,97
48	4,23	1,40	1,86	9,40
54	4,40	1,40	1,98	9,87
60	4,64	1,42	2,19	10,80

Fontes: BM&F; BCB.  
Elaboração dos autores.

A adoção de políticas monetárias não convencionais, a partir de 2010, aumentou substancialmente a liquidez internacional, afetando positivamente os preços de *commodities*. Por conseguinte, observou-se um fluxo maior de dólares para o Brasil, apreciando o real e reduzindo não apenas o prêmio de risco, mas também o cupom cambial. Não surpreendentemente, todos os valores mínimos das taxas de cupom cambial se situam no final do período amostral.

A partir das taxas de cupom cambial para as diferentes maturidades, calculamos as *proxies* empíricas do nível, inclinação e curvatura da ETCC. Em particular, usamos a taxa longa de cinco anos e a diferença entre as taxas longa (cinco anos) e curta (três meses) de cupom cambial, para dar uma ideia do nível e da inclinação da curva de cupom cambial, respectivamente. Por sua vez, uma estimativa crua da curvatura considera a diferença entre as taxas longa (cinco anos) e média (um ano) menos a diferença entre as taxas média (um ano) e curta (três meses) do cupom cambial. Na próxima seção, comparamos essas estimativas empíricas com os fatores de nível, inclinação e curvatura estimados a partir do modelo com variáveis macroeconômicas.

#### 4 DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO CUPOM CAMBIAL

Apresentamos, a seguir, os resultados da estimação do modelo não apenas para a amostra completa, entre julho de 2006 e dezembro de 2014, mas também para os períodos de crise financeira (2006 a 2009) e de facilitação quantitativa (2010 a 2014).

A tabela 3 reporta as estimativas, considerando-se todos os 2.124 dias do período amostral. Percebe-se que, com exceção do efeito parcial da inflação implícita na inclinação e curvatura, todas as estimativas são estatisticamente significantes ao nível de confiança de 5%. Ademais, o modelo revela ótima aderência, com um  $R^2$  ajustado de 95,55%.

A inflação implícita afeta apenas o nível da curva de cupom cambial, tendo um impacto negativo, assim como a taxa de câmbio e o cupom cambial. Os demais indicadores apresentam um efeito significativamente positivo no nível da curva. O quadro praticamente se reverte no que concerne à inclinação da curva. Inflação implícita e cupom cambial agora afetam positivamente, enquanto os demais efeitos parciais são negativos. Finalmente, observam-se efeitos positivos na curvatura de todos os indicadores, menos a taxa LIBOR.

TABELA 3  
Determinantes do nível, inclinação e curvatura da ETCC (jul. 2006-dez. 2014)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
Nível					
Constante		4,7459	0,0058	823,8630	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,0367	0,0114	-3,2264	0,0013
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,1723	0,0118	-14,6357	0,0000
Cupom cambial	(CC)	-0,1587	0,0127	-12,5270	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,1232	0,0136	9,0564	0,0000
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	0,0505	0,0117	4,3136	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	1,2774	0,0172	74,2477	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,5233	0,0128	40,8002	0,0000
Inclinação					
Constante		-1,4364	0,0127	-113,4122	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,0429	0,0250	1,7188	0,0857
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,1527	0,0259	-5,8971	0,0000
Cupom cambial	(CC)	1,8574	0,0278	66,7011	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	-0,1786	0,0299	-5,9712	0,0000
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	-0,2980	0,0257	-11,5824	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,1515	0,0378	-30,4406	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	-0,7394	0,0282	-26,2196	0,0000

(Continua)

(Continuação)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
Curvatura					
Constante		-4,1707	0,0370	-112,6294	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,0130	0,0731	0,1781	0,8586
Taxa de câmbio	(BRL)	1,3819	0,0757	18,2552	0,0000
Cupom cambial	(CC)	2,9134	0,0814	35,7844	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,1845	0,0875	2,1090	0,0349
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	0,9177	0,0752	12,1991	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,9500	0,1106	-17,6310	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,3094	0,0824	3,7527	0,0002

Elaboração dos autores.

Para entender o quão estáveis são essas estimativas ao longo do tempo, quebramos a amostra em dois subperíodos: julho de 2006 a dezembro de 2009 (872 dias); e janeiro de 2010 a dezembro de 2014 (1.252 dias). Reportamos, nas tabelas 4 e 5, as respectivas estimativas. Em ambos os casos, o modelo apresenta excelente aderência, com  $R^2$  ajustados de 91,28% e 93,4%, respectivamente.

TABELA 4

**Determinantes do nível, inclinação e curvatura da ETCC (jul. 2006-dez. 2009)**

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
Nível					
Constante		4,8216	0,0535	90,1191	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,1266	0,0289	-4,3849	0,0000
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,2353	0,0394	-5,9788	0,0000
Cupom cambial	(CC)	-0,1284	0,0254	-5,0605	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,1393	0,0227	6,1488	0,0000
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	0,0411	0,0236	1,7419	0,0815
Taxa LIBOR	(LIBOR)	1,1143	0,0541	20,6140	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,4696	0,0250	18,7525	0,0000
Inclinação					
Constante		-1,2389	0,1176	-10,5318	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,0202	0,0635	-0,3173	0,7510
Taxa de câmbio	(BRL)	0,0630	0,0865	0,7284	0,4664
Cupom cambial	(CC)	1,8385	0,0558	32,9643	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	-0,2849	0,0498	-5,7174	0,0000
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	-0,2045	0,0519	-3,9372	0,0001
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,3669	0,1188	-11,5012	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	-0,7361	0,0551	-13,3685	0,0000

(Continua)

(Continuação)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
Curvatura					
Constante		-5,4554	0,3439	-15,8622	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,6322	0,1857	3,4054	0,0007
Taxa de câmbio	(BRL)	0,8818	0,2530	3,4847	0,0005
Cupom cambial	(CC)	2,8952	0,1631	17,7556	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,3778	0,1457	2,5934	0,0095
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	0,6257	0,1519	4,1206	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-0,3062	0,3475	-0,8812	0,3782
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,7727	0,1610	4,7999	0,0000

Elaboração dos autores.

Percebe-se, na tabela 4, que as estimativas dos efeitos parciais têm o mesmo sinal (e aproximadamente a mesma magnitude) na primeira parte da amostra que na amostra inteira. As exceções cabem às estimativas dos coeficientes atrelados à inflação implícita e à taxa de câmbio para a inclinação da ETCC, porém ambas são estatisticamente iguais a zero, mesmo ao nível de 10% de significância. No mais, apenas os efeitos parciais do índice de *commodities* no nível e da taxa LIBOR na curvatura são insignificantes.

**TABELA 5**  
**Determinantes do nível, inclinação e curvatura da ETCC (jan. 2010-dez. 2014)**

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
Nível					
Constante		6,0839	0,0268	227,0355	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,1298	0,0112	-11,6346	0,0000
Taxa de câmbio	(BRL)	0,2989	0,0150	19,9611	0,0000
Cupom cambial	(CC)	0,0496	0,0157	3,1511	0,0016
Ágio do CDS	(CDS)	0,1160	0,0220	5,2786	0,0000
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	0,4334	0,0150	28,9382	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	2,9430	0,0350	84,1543	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,4651	0,0149	31,3050	0,0000
Inclinação					
Constante		-1,4824	0,0589	-25,1597	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,1996	0,0245	8,1400	0,0000
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,2734	0,0329	-8,3049	0,0000
Cupom cambial	(CC)	1,9075	0,0346	55,1538	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	-0,0102	0,0483	-0,2114	0,8326
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	-0,3270	0,0329	-9,9308	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,0948	0,0769	-14,2382	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	-0,8879	0,0327	-27,1794	0,0000

(Continua)

(Continuação)

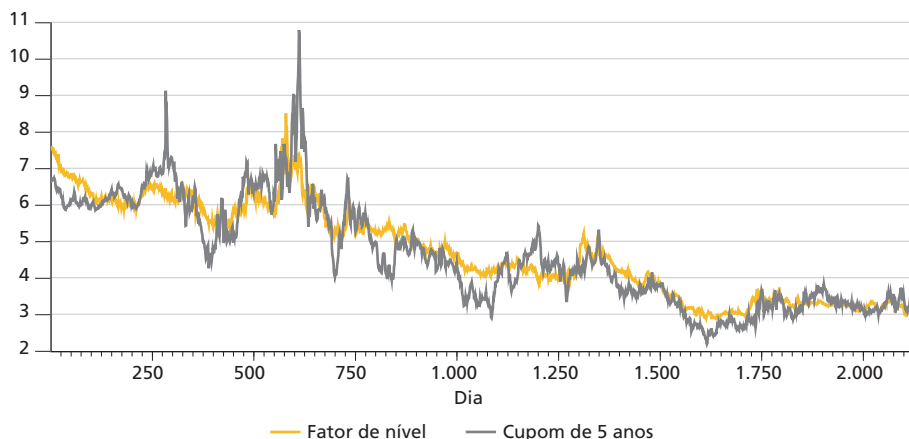
Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
Curvatura					
Constante		-10,1198	0,1723	-58,7477	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,0693	0,0717	-0,9664	0,3338
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,5676	0,0963	-5,8965	0,0000
Cupom cambial	(CC)	1,4695	0,1011	14,5330	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,0054	0,1413	0,0385	0,9693
Índice de <i>commodities</i>	(CRB)	-0,6437	0,0963	-6,6860	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-9,4970	0,2248	-42,245	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,8037	0,0955	8,4155	0,0000

Elaboração dos autores.

A tabela 5 revela que as estimativas pontuais são um pouco diferentes para a segunda parte da amostra, entre janeiro de 2010 e dezembro de 2014. A taxa de câmbio e o cupom cambial agora afetam o nível de forma significativamente positiva, enquanto os preços de *commodities* e câmbio têm impacto negativo na curvatura da ETCC. Por sua vez, a inflação implícita volta a ter um efeito positivo na inclinação e não significativo na curvatura, assim como na amostra completa.

Os gráficos 3 a 5 comparam os fatores de nível, inclinação e curvatura estimados pelo modelo com suas respectivas aproximações empíricas, a saber, taxa do cupom cambial de cinco anos, diferença entre as taxas de cinco anos e três meses, e soma entre as taxas de cinco anos e três meses menos duas vezes a taxa de um ano. As correlações são altíssimas, especialmente para o nível e a inclinação da curva de cupom cambial: 93,16%, 91,49% e 68,36%, respectivamente, para as estimativas de nível, inclinação e curvatura.

## GRÁFICO 3

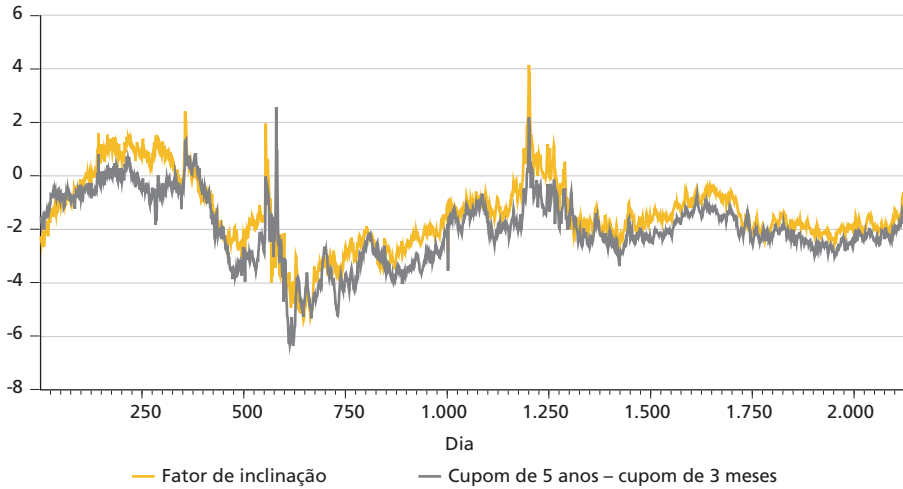
**Dinâmica do fator de nível em relação à sua aproximação empírica**  
 (Em % a.a.)


Elaboração dos autores.



GRÁFICO 4

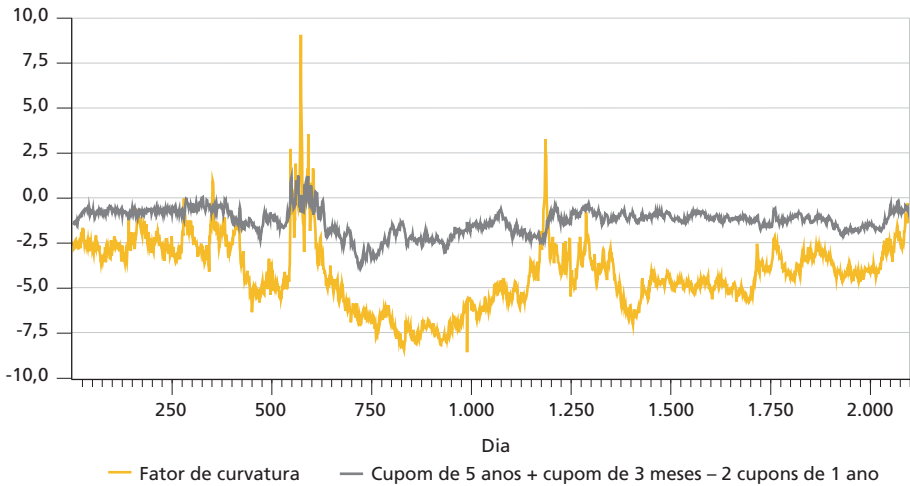
**Dinâmica do fator de inclinação em relação à sua aproximação empírica**  
(Em % a.a.)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 5

**Dinâmica do fator de curvatura em relação à sua aproximação empírica**  
(Em % a.a.)

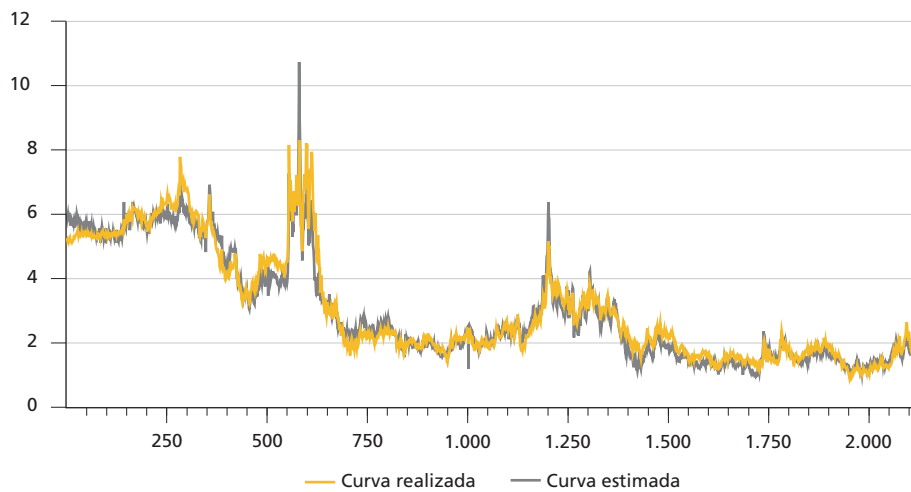


Elaboração dos autores.

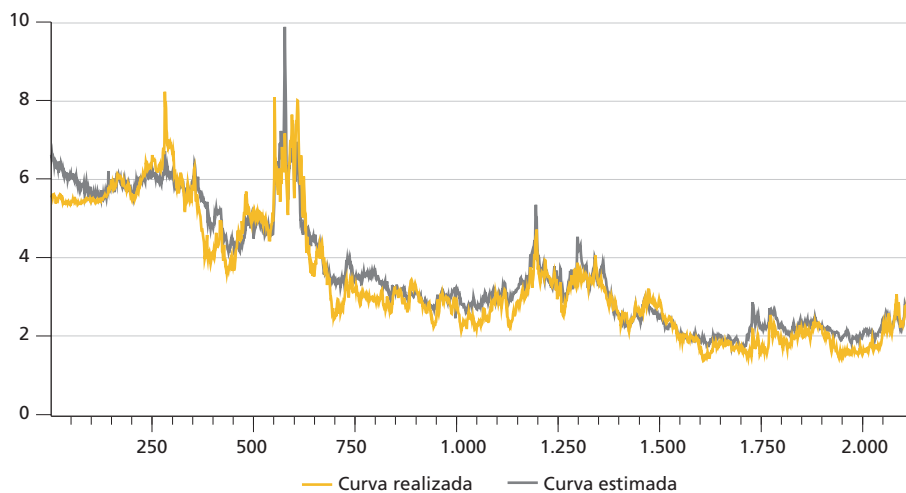
## GRÁFICO 6

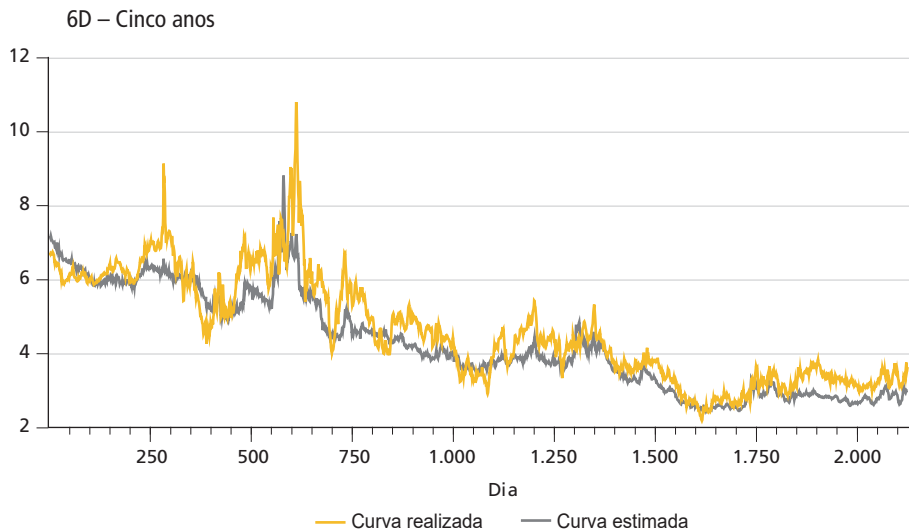
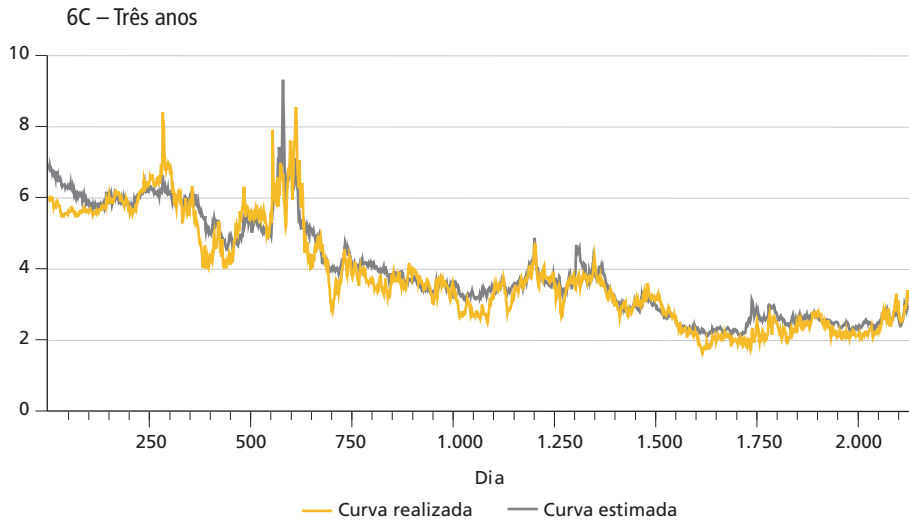
**Aderência do modelo para as taxas de cupom cambial de um, dois, três e cinco anos**  
(Em % a.a.)

6A – Um ano



6B – Dois anos





Elaboração dos autores.

Para ilustrar a aderência do modelo diretamente às taxas, o gráfico 6 considera os valores estimados e realizados de algumas taxas do cupom cambial entre julho de 2006 e dezembro de 2014. A correlação entre os valores estimados e realizados é sempre muito alta, mesmo que decrescente na maturidade. Em particular, encontramos correlações de 98,05%, 97,07%, 96,41% e 93,79%, respectivamente, para os prazos de um, dois, três e cinco anos. Quando focamos as subamostras, os resultados são qualitativamente semelhantes, mesmo que com valores um pouco

mais baixos. Entre julho de 2006 e dezembro de 2009, a correlação entre os valores estimados e realizados passa a ser de 96,33%, 92,27%, 87,72% e 70,79%, respectivamente, para os prazos de um, dois, três e cinco anos. Entre janeiro de 2010 e dezembro de 2014, a correlação entre as taxas estimadas e as observadas não decresce mais com a maturidade, mesmo que apresentando valores bastante altos, a saber: 95,81%, 92,73%, 93,37% e 94,25% para os prazos de um, dois, três e cinco anos.

#### 4.1 Os determinantes macroeconômicos são realmente genuínos?

Antes de analisar o impacto dos determinantes macroeconômicos na ETCC, é importante verificar se há realmente ganhos genuínos em considerá-los. Bauer e Hamilton (2018) argumentam que regressões (preditivas) com variáveis macroeconômicas estão tipicamente sujeitas a vieses de pequenas amostras e de erro-padrão (Stambaugh, 1999). Para verificar se os indicadores macro realmente ajudam a capacidade de aderência do modelo, empregamos uma variação do procedimento de Bauer e Hamilton (2018) para acomodar heterocedasticidade condicional. Em particular, construímos 9.999 amostras artificiais de *wild bootstrap* reamostrando resíduos de modelos VAR (5) independentes para as variáveis macroeconômicas e para os fatores de nível, inclinação e curvatura da curva de cupom cambial.<sup>10</sup> Para cada amostra de *wild bootstrap*, reestimamos o modelo em (1) e calculamos a estatística-*F* para a hipótese nula de que as variáveis macroeconômicas não afetam os fatores da curva de cupom cambial. Caso os indicadores macro sejam genuinamente importantes, a estatística-*F* original deve aparecer na cauda da distribuição de *wild bootstrap* das estatísticas-*F*.

Quando testamos todos os coeficientes associados às variáveis macroeconômicas, a estatística-*F* original aparece no 98,98-ésimo da distribuição de *bootstrap*. Testando separadamente os coeficientes atrelados a cada fator da curva de cupom cambial, as estatísticas-*F* originais correspondem aos percentis 99,98, 96,42 e 98,71 das respectivas distribuições de *bootstrap* das estatísticas-*F* para os fatores de nível, inclinação e curvatura. Portanto, as evidências indicam fortemente que a aderência da especificação que estimamos do modelo de Huse (2011) para a curva de cupom cambial não é espúria. Naturalmente, uma outra forma de interpretar esses resultados é que, ao menos no período amostral, o modelo de Huse (2011) tem uma aderência significativamente maior que a especificação de Diebold e Li (2006).

---

10. O critério de informação bayesiano indica uma estrutura de cinco defasagens para as variáveis macroeconômicas e de duas defasagens apenas para os fatores da curva de cupom cambial. Como, no modelo de Huse (2011), a persistência dos fatores da curva depende exclusivamente da persistência dos indicadores macro, optamos por nivelar por cima o número de defasagens.

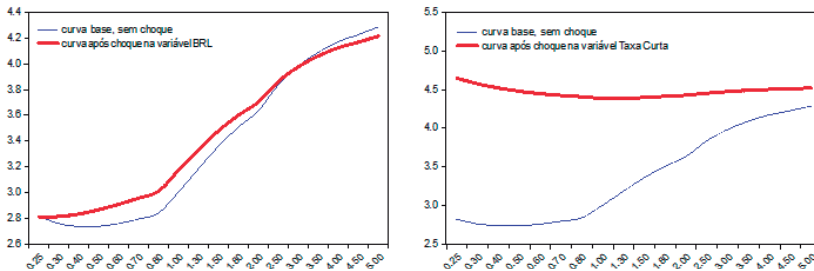
## 4.2 Análise parcial de choques nos indicadores macroeconômicos

Avaliamos nesta subseção como a curva de cupom cambial se altera a partir de choques macroeconômicos. A análise é em forma reduzida, portanto de natureza parcial, como em Thiele e Fernandes (2015). Mais especificamente, impomos o valor médio amostral em todas as variáveis macroeconômicas (zero, portanto, devido à normalização) e damos um choque de um desvio-padrão em cada variável macroeconômica para ver como a curva de cupom cambial se altera, tanto na amostra completa como nos dois subperíodos anteriormente examinados.

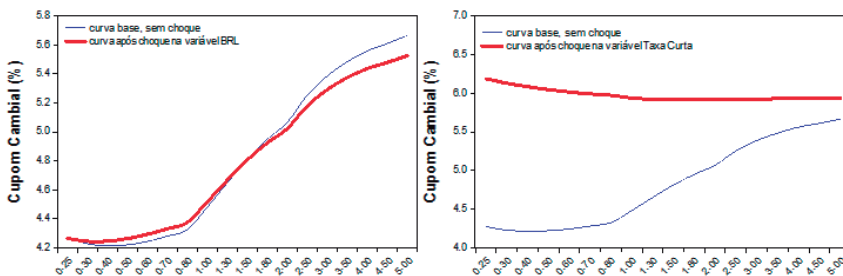
### GRÁFICO 7

#### Mudanças na ETCC após choques na taxa de câmbio e no cupom cambial

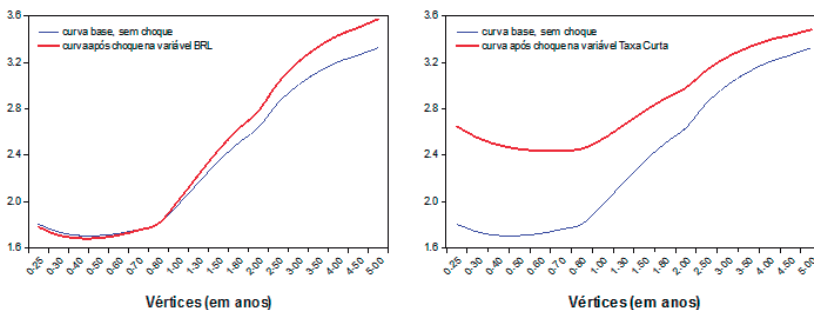
7A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



7B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009



7C – Período: janeiro de 2010 a dezembro de 2014



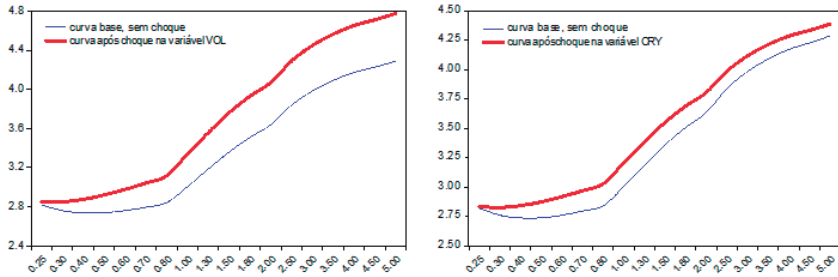
Elaboração dos autores.

Obs.: Gráficos reproduzidos em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

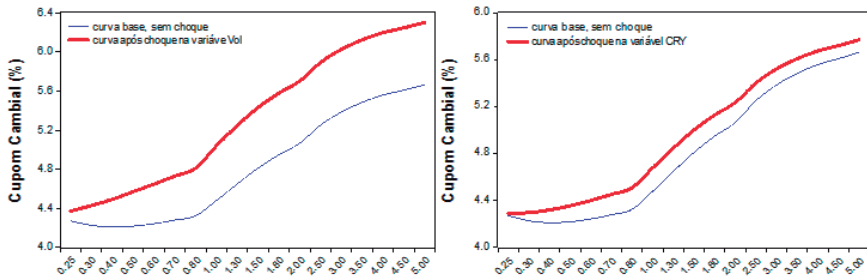
## GRÁFICO 8

Mudanças na ETCC após choques na volatilidade implícita da taxa de câmbio e no índice de *commodities*

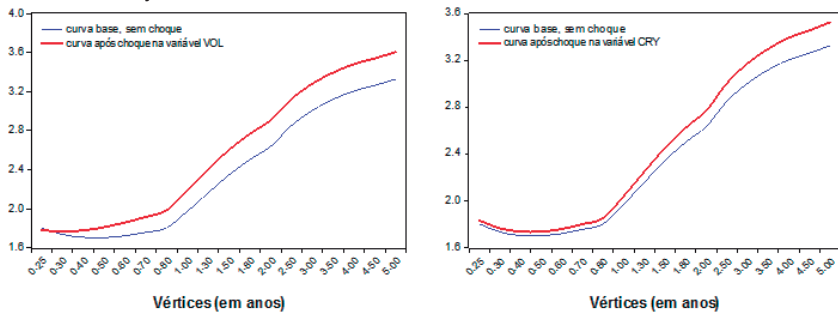
8A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



8B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009



8C – Período: janeiro de 2010 a dezembro de 2014



Elaboração dos autores.

Obs.: Gráficos reproduzidos em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O gráfico 7 revela que um choque na taxa curta do cupom cambial (CC) aplaina a curva de cupom cambial, com impacto inclusive muito parecido em todos os períodos. Em contraste, a resposta a um choque na taxa de câmbio (BRL) varia bastante com o período amostral. Em particular, observa-se, na amostra completa,

um efeito mais forte na curvatura da ETCC, uma vez que o impacto é significativo no médio prazo, porém bem pequeno nas pontas curta e longa.

Por sua vez, nos subperíodos, um choque na taxa de câmbio afeta mais a inclinação da curva, especialmente no que concerne às taxas mais longas, porém com sinais contrários. Em particular, a depreciação cambial aumenta a inclinação da ETCC entre julho de 2006 até dezembro de 2009, mas diminui a partir de 2010. Para entender o porquê dessas diferenças, talvez seja necessário condicionar a análise na probabilidade de intervenção por parte do BCB no mercado de câmbio e no nível de reserva. Ambos aumentaram a partir de 2010, acarretando expectativas de maior oferta de dólares pelo BCB no mercado à vista e pressionando para baixo as taxas de juros em dólar de curto prazo.

No gráfico 8, observamos que um choque, seja na volatilidade implícita da taxa de câmbio (VOL), seja no índice de *commodities*, aumenta essencialmente o nível da ETCC. O impacto nas taxas do cupom cambial é praticamente o mesmo para todos os vencimentos. A única exceção é a taxa mais curta, que não varia tanto quanto as outras, provavelmente por já figurar entre os regressores do modelo. Por seu turno, na primeira coluna do gráfico 9, pode-se observar que um crescimento do risco-Brasil, conforme medido pelo ágio do CDS de cinco anos, também acarreta um aumento no nível da ETCC. A resposta de todas as taxas de cupom cambial, inclusive na ponta mais curta, é aproximadamente uniforme, refletindo a intuição econômica de que a taxa de juros local em dólar deveria corresponder à taxa de juros em dólar adicionada do risco-país.

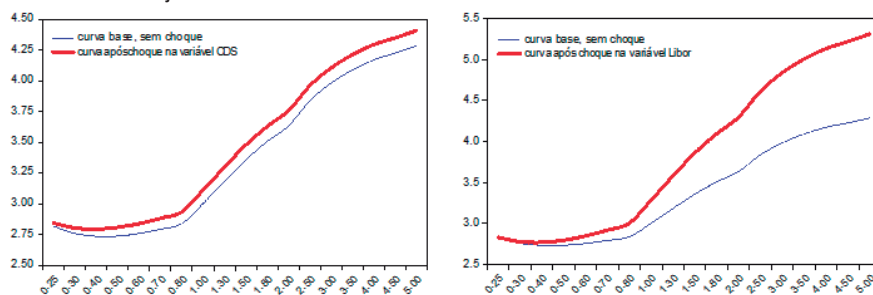
O gráfico 9 também documenta como a curva de cupom cambial responde a um choque na taxa de juros de referência no mercado internacional (LIBOR). Conforme esperado, um aumento da taxa LIBOR implica uma variação positiva nas taxas do cupom cambial, com magnitude crescente na maturidade. Apesar de aparentar ser apenas na inclinação da ETCC, o movimento incorpora também uma mudança de nível. Um choque na inclinação tipicamente afeta as pontas curta e longa em direções opostas, com pouco efeito no médio prazo. Um efeito não decrescente no vencimento requer, portanto, um aumento no nível da ETCC para compensar a queda da ponta curta provocada pelo aumento da inclinação.

Finalmente, o gráfico 10 ilustra que um choque na inflação implícita (BEIR) afeta pouco a curva de cupom cambial. Esse resultado pode parecer surpreendente à primeira vista, porém vale lembrar que o cupom cambial é dado pela diferença entre a taxa nominal de juros e a taxa nominal de juros denominada em dólar. Portanto, a falta de reação do cupom cambial implica essencialmente que a taxa nominal de juros denominada em dólar absorve virtualmente todo o efeito que um choque na expectativa de inflação tem sobre a taxa nominal de juros.

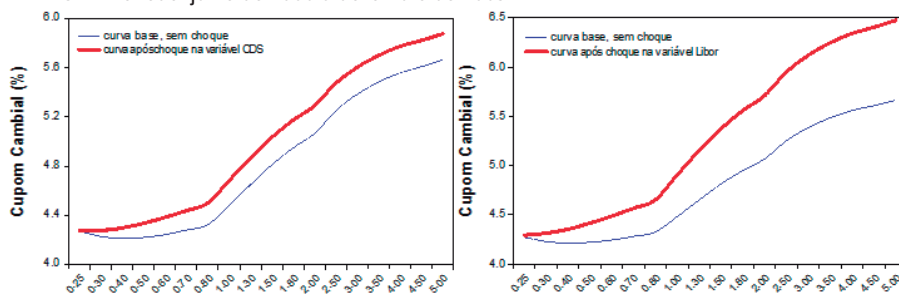
## GRÁFICO 9

## Mudanças na ETCC após choques no ágio do CDS e na taxa LIBOR

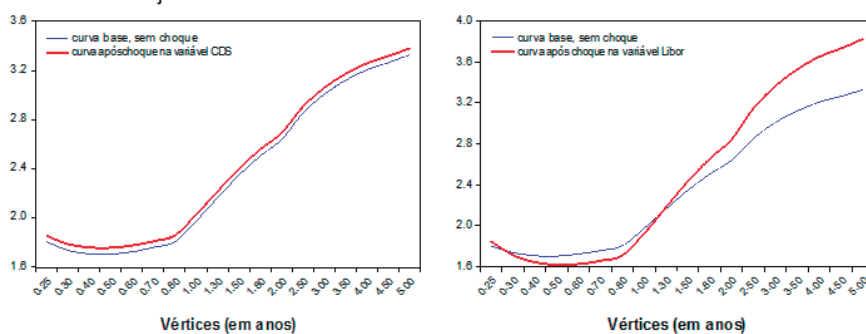
9A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



9B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009



9C – Período: janeiro de 2010 a dezembro de 2014



Elaboração dos autores.

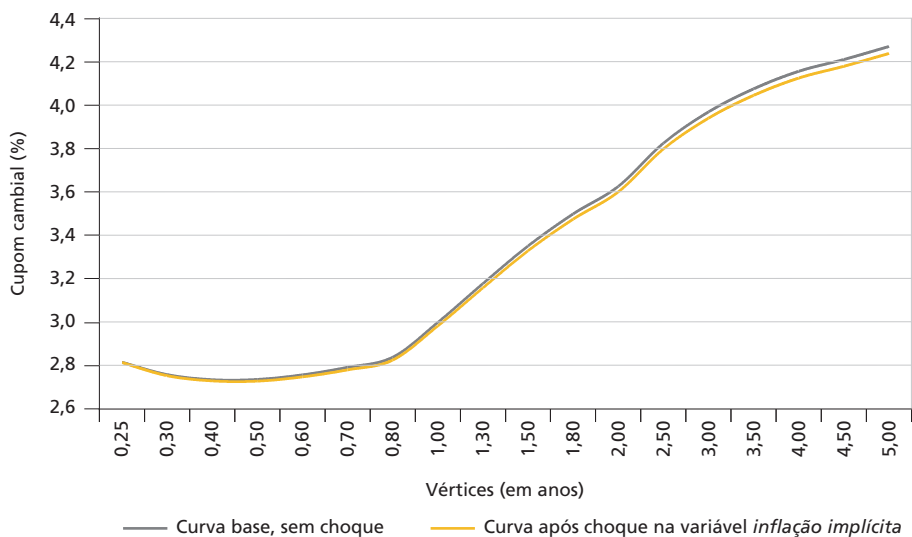
Obs.: Gráficos reproduzidos em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).



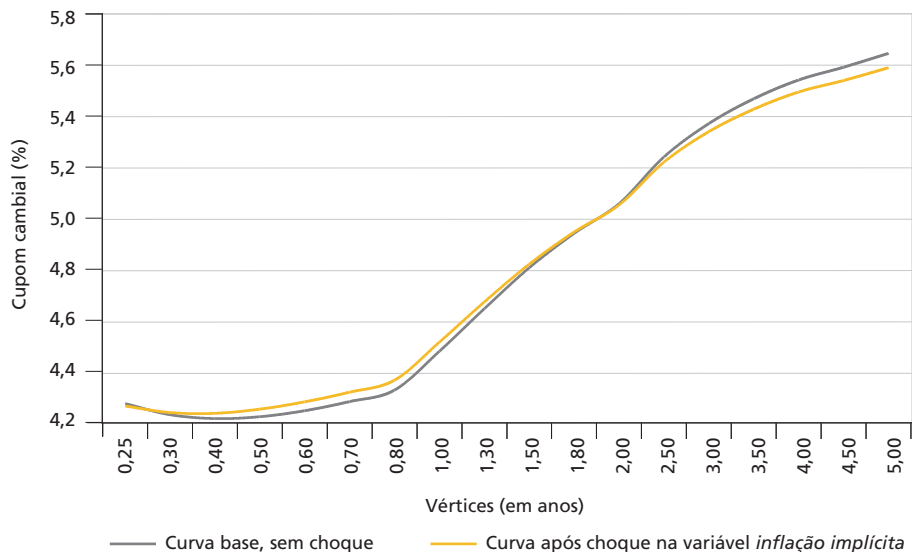
## GRÁFICO 10

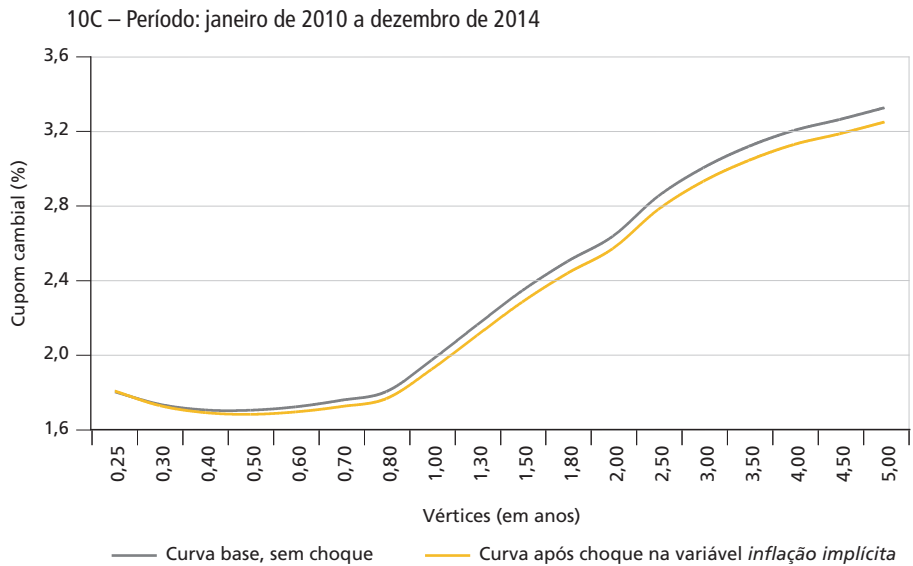
## Mudanças na ETCC após choques na inflação implícita

10A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



10B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009





Elaboração dos autores.

## 5 CONCLUSÃO

Diante da crescente demanda por instrumentos financeiros atrelados a taxas de juros denominadas em dólar, especialmente por parte de empresas que atuam financeira e comercialmente no mercado internacional, faz-se mister entender a dinâmica da estrutura a termo do cupom cambial no Brasil. Para tanto, desenvolvemos um modelo à la Huse (2011) de três fatores em que o nível, a inclinação e curvatura da ETCC são funções afim de indicadores macroeconômicos. Em particular, consideramos a taxa de câmbio em real por dólar, o ágio do CDS Brasil de cinco anos, o índice de preços de *commodities*, a taxa de cupom cambial futura com vencimento em três meses, a taxa futura LIBOR, a volatilidade implícita da taxa de câmbio esperada pelo mercado de hoje até um ano e a inflação implícita de um ano no Brasil.

Entre julho de 2006 e dezembro de 2014, choques na incerteza econômica (a saber, no risco-Brasil e na volatilidade implícita do câmbio) impactaram essencialmente o nível da ETCC, assim como mudanças nos preços de *commodities*. Uma mudança na taxa de referência internacional (LIBOR) afeta, por sua vez, não apenas o nível, mas também a inclinação da curva de cupom cambial. Por sua vez, choques no câmbio influenciam mais a inclinação da ETCC, enquanto um aumento da taxa curta do cupom cambial tende a tornar a curva mais plana.

Cabe reforçar que a análise de impulso resposta acima foi realizada apenas em forma reduzida. Deixamos para pesquisas futuras o aprofundamento da discussão

por meio de uma análise de caráter estrutural. Os movimentos da ETCC impactam diretamente o custo-benefício dos produtos financeiros empregados por empresas para gestão de ativos e passivos em dólar.

## REFERÊNCIAS

- BAUER, M. D.; HAMILTON, J. D. Robust bond risk premia. **The Review of Financial Studies**, v. 31, n. 2, p. 399-448, Feb. 2018.
- BOSWIJK, H. P. *et al.* Inference on co-integration parameters in heteroskedastic vector autoregressions. **Journal of Econometrics**, v. 192, n. 1, p. 64-85, May 2016.
- CAVALIERE, G. *et al.* Determining the cointegration rank in heteroskedastic VAR models of unknown order. **Econometric Theory**, v. 34, n. 2, p. 349-382, Apr. 2018.
- CAVALIERE, G.; RAHBEK, A.; TAYLOR, A. M. R. Cointegration rank testing under conditional heteroskedasticity. **Econometric Theory**, v. 26, n. 6, p. 1719-1760, Dec. 2010.
- CETIP – CENTRAL DE CUSTÓDIA E LIQUIDAÇÃO FINANCEIRA DE TÍTULOS PRIVADOS. **Metodologia CETIP de marcação a mercado**. CETIP, 2010.
- DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, v. 130, n. 2, 337-364, Feb. 2006.
- DUFFE, G. R. **Forecasting with the term structure: the role of no-arbitrage restrictions**. Johns Hopkins University, 2011. (Working Paper).
- EVANS, C. L.; MARSHALL, D. A. Economic determinants of the nominal treasury yield curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 7, p. 1986-2003, 2007.
- FIGUEIREDO, C. A. **Introdução aos derivativos**. 2. ed. São Paulo: Thomson, 2005.
- FISHER, R. A. (Org.). **Statistical methods for research workers**. 4th ed. London: Oliver and Boyd, 1932.
- FRANKLIN JUNIOR, S. L. *et al.* A estrutura a termo de taxas de juros no Brasil: modelos, estimação e testes. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 2, p. 255-290, jun. 2012.
- GEORGIEV, I.; RODRIGUES, P.; TAYLOR, A. M. R. Unit root tests and heavy-tailed innovations. **Journal of Time Series Analysis**, v. 38, n. 5, p. 733-768, Sept. 2017.
- GUILLÉN, O. T. C.; ARAÚJO, C. H. V. **Taxas de cupom cambial no Brasil: componentes de curto e longo prazo**. Brasília: BCB, nov. 2002. (Trabalhos para Discussão, n. 55).

- HUSE, C. Term structure modelling with observable state variables. **Journal of Banking and Finance**, v. 12, n. 35, p. 3240-3252, Dec. 2011.
- IM, S. K.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, July 2003.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, Nov. 1991.
- JOSLIN, S. Can unspanned stochastic volatility models explain the cross section of bond volatilities? **Management Science**, v. 64, n. 4, p.1477-1973, 2018.
- KNEZ, P. J.; LITTELMAN, R.; SCHEINKMAN, J. A. Explorations into factors explaining money market returns. **Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1861-1882, Dec. 1994.
- KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, Oct.-Dec. 1992.
- LITTELMAN, R.; SCHEINKMAN, J. A. Common factors affecting bond returns. **Journal of Fixed Income**, v. 1, n. 1, p. 54-61, 1991.
- NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473-489, Oct. 1987.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, Jun. 1988.
- PIAZZESI, M. Affine-term structure models. *In*: AÏT-SAHALIA, Y.; HANSEN, L. P. (Ed.). **Handbook of financial econometrics: tools and techniques**. North Holland, Sept. 2009. v. 1. p. 691-766.
- PINHEIRO, F.; ALMEIDA, C.; VICENTE, J. Um modelo de fatores latentes com variáveis macroeconômicas para a curva do cupom cambial. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 5, n. 1, p. 79-92, 2007.
- SVENSSON, L. E. O. **Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994**. Cambridge, Massachusetts: NBER, Sept. 1994. (Working Paper, n. 4871).
- STAMBAUGH, R. F. Predictive regressions. **Journal of Financial Economics**, v. 54, n. 3, p. 375-421, Dec. 1999.
- THIELE, E.; FERNANDES, M. The macroeconomic determinants of the term structure of inflation expectations in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 1, p. 3-22, May 2015.

VAL, F. DE F.; BARBEDO, C. H. DA S.; MAIA, M. V. **Expectativas inflacionárias e inflação implícita no mercado brasileiro**. Brasília: Banco Central do Brasil, nov. 2010. (Trabalhos para Discussão, n. 225).

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

VIOLA, ALESSANDRA P. *et. al.* **Impacto dos swaps cambiais na curva do cupom cambial**: uma análise segundo a regressão de componentes principais. Brasília: Banco Central do Brasil, nov. 2009. (Trabalhos para Discussão, n. 198).

Originais submetidos em: maio 2019.

Última versão recebida em: jun. 2020.

Aprovada em: jun. 2020.

