

# DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL SOB O REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE\*

Andrei Gomes Simonassi\*\*

José Henrique Félix Silva\*\*\*

Ronaldo de Albuquerque e Arraes\*\*\*\*

O artigo contribui com a literatura sobre a dinâmica da taxa de câmbio ao implementar em sua metodologia um modelo autorregressivo, com valor limite endógeno, aplicado para o Brasil. Dados mensais para a cotação PTAX da taxa de câmbio real-dólar no período janeiro de 2000-setembro de 2009 foram utilizados na modelagem e as estimativas permitiram inferir que: *i)* o crescimento da taxa de câmbio no Brasil segue uma dinâmica não linear com raiz unitária parcial e globalmente estacionária; *ii)* para variações inferiores a 2,02 pontos percentuais no crescimento da taxa PTAX ao longo do período, a taxa de crescimento do câmbio nominal é não estacionária; e *iii)* para variações acima desse percentual o processo descrito pelo câmbio é dito estacionário. Conjuntamente, tais resultados podem lançar luz sobre possíveis padrões de atuação do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado de câmbio.

Palavras-chave: Dinâmica do câmbio, valor limite, intervenção governamental.

## 1 INTRODUÇÃO

Ao longo das décadas de 1980 e 1990, a dinâmica da taxa de câmbio tem sido objeto de estudo e debate entre os pesquisadores e formuladores de política. Seja com a finalidade de testar teorias, como a da Paridade do Poder de Compra (PPC), ou de identificar um nível de equilíbrio e a relação com o crescimento econômico, a análise do comportamento da taxa de câmbio e dos demais fundamentos macroeconômicos constitui peça fundamental à análise macroeconômica.

A despeito do anúncio oficial de adoção do regime flexível no final da década de 1990 no Brasil, a autoridade monetária nacional, assim como as de vários países, intervém no mercado para diminuir a volatilidade da taxa de câmbio, reduzir as fricções, movimentos abruptos e imperfeições neste mercado, visando ainda garantir credibilidade ao fluxo de capitais externos para a acumulação de reservas, reduzir pressões inflacionárias em cenários de elevado *pass-through* cambial e até controlar a elevada propensão da dívida em relação ao Produto Interno Bruto (PIB).

---

\* Os autores agradecem aos pareceristas de PPE por suas valiosas contribuições, ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (FUNCAP) pelo apoio recebido em projetos de pesquisa.

\*\* Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e coordenador do Curso de Finanças da UFC. E-mail: simonassi@fgvmail.br

\*\*\* Doutorando do Caen/UFC e professor da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade (FEAAC) da UFC.

\*\*\*\* Professor do Caen/UFC e pesquisador do CNPq.

Calvo e Reinhart (2002), Hausmann, Panizza e Stein (2000), Eichengreen, Hausmann e Panizza (2002), Lahiri e Végh (2001) e Holland (2006) abordam de forma teórica e empírica o comportamento *fear of floating* adotado pelas autoridades monetárias das economias emergentes quando, oficialmente, adotam regimes flexíveis, mas, de fato, controlam os movimentos da taxa de câmbio.

Miranda (2006) ressalta a importância dos denominados fundamentos macroeconômicos no sentido de explicar a ocorrência de crises cambiais e ataques especulativos no Brasil. Embora seja reconhecida a importância de variáveis como inflação, saldo comercial e reservas internacionais como determinantes do câmbio praticado em uma economia, acredita-se que os níveis ideais destes agregados variam de acordo com o cenário financeiro internacional.

Nesse sentido, Garcia (2003) exemplifica a interferência da arbitragem financeira sobre o êxito do objetivo de fixação da taxa de câmbio quando se considera uma economia sujeita a um regime de metas de inflação. Controlar as taxas de câmbio e os juros para permitir a livre mobilidade de capitais internacionais é absolutamente inconsistente. Ele também corrobora o argumento de que os determinantes da taxa de câmbio de longo prazo da economia estão relacionados a fundamentos não controlados pela autoridade monetária, restando-lhe, por exemplo, intervir para reduzir a volatilidade dessa taxa ao longo do processo de convergência.

Outra discussão recorrente na literatura tem apontado para uma conclusão consensual sobre a inexistência de um nível ideal para a taxa de câmbio. Destaca-se o argumento a partir de Garcia (2003), de que diferentes objetivos implicam diferentes níveis para o que seria o câmbio ideal. Portanto, como não é possível controlar a taxa de câmbio real, que é a variável de política relevante, toda esta discussão sobre um nível ótimo de taxa de câmbio é inócua.

Em trabalhos como o de Nassif, Feijó e Almeida (2010), o comportamento extremamente conservador da autoridade monetária no Brasil é posto em xeque, ao considerar que mais que a situação de *fear-of-floating* parece emergir o *fear-of-inflating*, ou ainda o *fear-of-depreciation*.

O fato é que, mesmo desconsiderando o impacto das crises externas e dos fundamentos macroeconômicos, apenas os movimentos da taxa de câmbio *per se* já são objeto de constante atenção nos países emergentes e, em particular, no Brasil. Em vista disso, sustenta-se este estudo na necessidade de analisar a dinâmica da taxa de câmbio no país com o objetivo de lançar luz sobre possíveis padrões de atuação do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado de câmbio durante o período de câmbio flutuante.

A estratégia do trabalho consiste em identificar a dinâmica da taxa de câmbio, verificando especificamente se sua taxa de crescimento exhibe a propriedade de

reversão à média. Os resultados permitem, portanto, lançar luz sobre a plausibilidade da hipótese de que o padrão de atuação do BCB se caracteriza justamente pela presença de movimentos de reversão à média da taxa de câmbio. Vale notar que a metodologia empírica considera a possibilidade de não linearidades no processo gerador da taxa de câmbio, de modo que os resultados permitem captar possíveis mudanças em sua dinâmica para variações que superem certo valor limite.

Organizou-se o artigo com outras quatro seções contendo, em sequência, uma revisão de alguns trabalhos mais citados na literatura e que dão suporte ao presente trabalho, a descrição da proposta metodológica e a análise dos resultados, finalizando com os pontos conclusivos do estudo.

## 2 ABORDAGENS NA LITERATURA

Em vista da extensa literatura sobre taxa de câmbio, esta seção apresentará uma literatura relacionada aos trabalhos predominantemente empíricos acerca do tema, como forma de fundamentar e motivar o exercício empírico proposto nas seções seguintes.

Krugman (1979) elabora um modelo estrutural que relaciona câmbio e crescimento econômico baseado em fundamentos macroeconômicos. O modelo compreende uma economia que se financia pelo uso de *senhoriagem* e, simultaneamente, pratica um regime de câmbio fixo. Decorre que tal opção torna a economia mais vulnerável, pois o excesso de moeda estimula o mercado de câmbio e, conseqüentemente, a redução das reservas internacionais preexistentes.

Na literatura sobre os determinantes da evolução da taxa de câmbio, há autores que concentram a análise nos fundamentos macroeconômicos, outros que atribuem as variações do câmbio ao “efeito contágio”, e há ainda aqueles que citam a vulnerabilidade financeira da economia como o causador preponderante. Flood e Garber (1984) e Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998) também ressaltam a importância desses fundamentos para, inclusive, explicar e antecipar ataques especulativos na economia. Calvo e Reinhart (2002), por exemplo, calculam indicadores de volatilidade visando identificar tais fenômenos. A relação entre o estudo da evolução da taxa de câmbio e os denominados ataques especulativos constitui assim uma forma alternativa de análise.

A autoridade monetária pode intervir no mercado de câmbio, dependendo do cenário e dos objetivos econômicos vigentes, por meio de três diferentes mecanismos: *i*) compra e venda de divisas no mercado à vista; *ii*) venda de títulos denominados em moeda estrangeira (*swaps* cambiais); e *iii*) manipulação da taxa básica de juros. Muito embora seja interessante classificar a forma de intervenção, o objetivo principal desta abordagem é qualificar a dinâmica da taxa de câmbio nominal no Brasil.

Em relação aos artigos mais empíricos com modelos em forma reduzida, desde as abordagens mais simples, como a de Beirne, Hunter e Simpson (2007), que se utilizam da metodologia de Im, Pesaran e Shin (2003) para atestar a estacionariedade da taxa real de câmbio em um painel de doze países da Europa entre as décadas de 1980 e 1990 e a validade da hipótese da PPC, alerta-se para a possível não estacionariedade da variável de câmbio.

Kohli (2002) combina técnica de raiz unitária e cointegração a diversas definições de taxa de câmbio real e constata a presença de reversão à média na série temporal para a taxa de câmbio real mensal na Índia entre 1993 e 2001. Camarero, Cuestas e Ordóñez (2006), por sua vez, confrontam dois testes de raiz unitária que permitem a não linearidade em seus componentes e, mesmo diante de resultados conflitantes em relação à validade da teoria da PPC, concluem que é fundamental analisar as características dos componentes determinísticos nos testes de raiz unitária e que pelo menos para Malta e Turquia a utilização de modelos que permitam mudanças estruturais parece adequada.

A hipótese central deste estudo diz respeito à possibilidade da adoção, por parte do BCB, de um padrão de intervenção caracterizado pela presença de movimentos de reversão à média da taxa de câmbio. Neste caso, a autoridade monetária atuaria apenas quando o câmbio assumisse uma magnitude inaceitável, política ou economicamente, utilizando-se de qualquer um dos três meios citados. Não obstante, pode ocorrer, por exemplo, de se negligenciar as elevações no câmbio nominal ou ainda realizar um processo de compra de moeda estrangeira para estimular as exportações, desconsiderando-se os impactos no nível de preços do mercado doméstico.<sup>1</sup> Neste caso, apenas as variações no nível do câmbio nominal *per se* são consideradas relevantes.

Diversos estudos, como os de Nassif, Feijó e Almeida (2010), baseiam-se em modelos teóricos para a construção e estimação de modelos econométricos que permitam analisar os determinantes da taxa de câmbio real, ou a elasticidade desta em relação a outros fundamentos, como fluxo de capital e saldo da balança comercial. Entretanto, como bem destacam Taylor e Taylor (2004) e o próprio estudo de Nassif, Feijó e Almeida (2010), uma análise robusta da variável de câmbio não pode negligenciar a possibilidade de reversão à média temporal, fato que requer, portanto, a utilização de técnicas que incorporem mudanças estruturais nos parâmetros dos modelos propostos.

Fundamentado na investigação da hipótese de que a autoridade monetária pode negligenciar ou retardar a intervenção no mercado de câmbio, a exemplo do que foi ressaltado por Alesina (1991) em relação à questão fiscal, este artigo centra-se exclusivamente na dinâmica do crescimento da taxa de câmbio nominal,

---

1. Intervenção não esterilizada.

considerando apenas a sua trajetória temporal. Deste modo, deixa-se implícito que a influência de qualquer fundamento macroeconômico bem como o “contágio” das variações cambiais de economias que têm tido relações comerciais com o Brasil são informações incorporadas à defasagem do câmbio nominal em algum nível.

### 3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 Base de dados

Dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV)<sup>2</sup> para a cotação da taxa de câmbio mensal<sup>3</sup> PTAX no período de janeiro de 2000 a setembro de 2009 foram utilizados para o cálculo da sua taxa de crescimento e condução da verificação empírica, a qual é fundamentada no modelo autorregressivo com valor limite endógeno proposto por Caner e Hansen (2001), cuja base teórica é detalhada a seguir.

#### 3.2 O modelo econométrico

Visando investigar a dinâmica descrita pelo crescimento da taxa de câmbio média mensal no Brasil, considera-se o seguinte modelo autorregressivo com valor limite (*Threshold Autoregressive Model*) introduzido por Caner e Hansen (2001):<sup>4</sup>

$$\Delta y_t = \theta'_1 x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta'_2 x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde  $x_{t-1} = (y_{t-1}, r'_t, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$ ,  $I_{(\cdot)}$  é uma função indicador com  $I_{(x)} = 1$  se  $x \in A$  e  $I_{(x)} = 0$  se  $x \notin A$ ; o erro  $\varepsilon_t$  segue a usual hipótese i.i.d.;  $Z_t = y_t - y_{t-m}$  para  $m \geq 1$ ;  $r_t$  é um vetor de componentes determinísticos incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear.

O parâmetro  $\lambda$  representa o valor limite (*threshold*). Embora desconhecido, assume valores no intervalo  $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$ , onde  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  são escolhidos de forma que  $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1$  e  $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2$ , desde que  $\pi_1$  e  $\pi_2$  sejam complementares, ou seja,  $\pi_1 = 1 - \pi_2$ . Impõe-se com essa restrição que nenhum regime terá um tamanho de subamostra inferior à proporção  $\pi_1$  do total da amostra. Caner e Hansen (2001) sugerem que  $\pi_1 = 0,15$ , o que implica que nenhum dos regimes terá menos que 15% das observações.<sup>5</sup>

2. Disponíveis em: <www.fgvdados.br>.

3. A opção por dados mensais visa seguir um padrão observado nas literaturas nacional e internacional, como, por exemplo, em Kohli (2002) ou Nassif, Feijó e Almeida (2010), e ainda em suavizar o movimento da variável de interesse quando analisamos o crescimento da taxa de câmbio nominal. Com dados diários poderíamos ter que trabalhar com inúmeros “zero” na amostra.

4. No modelo original os autores utilizam a ferramenta para analisar a dinâmica da taxa de desemprego norte-americana.

5. Como a amostra utilizada no estudo possui 118 observações, nenhum regime deverá ter menos de 17 observações. Entretanto, após as defasagens, o modelo foi estimado com um mínimo de 32 observações no regime 2 (ver seção 4).

Por fim, define-se  $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$  e  $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$ , onde  $\rho_1$  e  $\rho_2$  são escalares,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  têm a mesma dimensão de  $r_t$  e  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são vetores de dimensão  $k$ . Portanto,  $\rho_1$  e  $\rho_2$  são coeficientes de  $y_{t-1}$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são coeficientes dos componentes determinísticos e  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são os coeficientes de  $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$  nos regimes 1 e 2, respectivamente.

A opção por um modelo que permite a classificação das observações em dois regimes se mostra adequada à consecução do objetivo proposto, haja vista que o interesse consiste apenas em verificar uma mudança de padrão na atuação da autoridade monetária sobre o mercado de câmbio, e não em descrever cada estratégia de intervenção do BCB. Tecnicamente, a opção por um modelo econométrico que permitisse a definição de múltiplos regimes poderia implicar estimativas inconsistentes, em virtude do reduzido número de observações que comporiam cada regime.

Para implementar o Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) na estimação da equação (1), Caner e Hansen (2001) sugerem aplicar o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as seguintes operações:

- 1) Para cada  $\lambda \in \Lambda$ , a equação (1) é estimada por MMQ, ou seja, para cada  $\lambda \in \Lambda$  tem-se:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \quad (2)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2$$

- 2) Estimar o valor limite,  $\lambda$ , minimizando  $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ , ou seja:

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

- 3) Estimar  $\theta_1$  e  $\theta_2$ , utilizando a estimativa de  $\lambda$  em (b),  $\hat{\lambda}$ , isto é:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \hat{\lambda})} + \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \hat{\lambda})} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \quad (3.1)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda})^2 \quad (3.2)$$

As estimativas das equações (3.1) e (3.2) são de suma importância para o propósito deste estudo, pois serão utilizadas para conduzir inferência sobre os parâmetros da equação (1) através de estatísticas de teste *t* e *Wald* descritas a seguir.

### 3.2.1 Dinâmica da taxa de câmbio

Investigar a mudança de dinâmica no crescimento da taxa de câmbio implica testar, na equação (1), se  $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' \neq \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$ . Cabe notar que na presença de linearidade a regressão (3.1) se identifica como a usual regressão *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

Apesar de não ser o principal propósito do estudo, vale ressaltar que, se a evolução da taxa de câmbio possuir dinâmica não linear, testar a estacionariedade do processo descrito pela mesma via do teste tradicional de raiz unitária ADF pode culminar em resultados imprecisos. Por este motivo, um teste consistente para investigar a evolução da taxa de câmbio foi proposto por Caner e Hansen (2001), cuja estatística é dada por:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda) \quad (3.3)$$

onde  $W_T(\lambda) = T \left( \frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$  e  $\sigma_0^2$  representa a variância do resíduo obtido quando se estima a equação (1) impondo  $H_0: \theta_1 = \theta_2$ , com  $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$  calculado de acordo com (3.2).

A distribuição assintótica de  $W_T$  sob estacionariedade,  $\rho < 0$ , foi investigada por Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996). Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de  $W_T$  depende da estrutura dos dados, significando que os valores críticos não podem ser tabulados. Desta forma, os autores sugerem dois métodos de *bootstrap* para aproximar a distribuição assintótica de  $W_T$ : o primeiro é apropriado para o caso estacionário,  $\rho < 0$ , enquanto o segundo é mais adequado para o caso com raiz unitária,  $\rho = 0$ . Dado que a ordem de integração é desconhecida *a priori*, os valores críticos são calculados por *bootstrap*, assumindo que  $\rho = 0$  e  $\rho < 0$ , e seu valor mais conservador, maior valor-p, é aplicado na estimação. Portanto, este será o procedimento utilizado neste artigo para testar a hipótese nula de linearidade, qual seja,  $H_0: \theta_1 = \theta_2$ .

### 3.2.2 Hipótese de raiz unitária em modelos não lineares

Os parâmetros  $\rho_1$  e  $\rho_2$  da equação (1) controlam a estacionariedade do processo  $y_t$ , o qual será integrado de ordem 1,  $I(1)$ , se a hipótese nula,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural é dada por,  $H_1: \rho_1 < 0$  e  $\rho_2 < 0$ , pois

denotaria o processo ( $y_t$ ) estacionário nos dois regimes. Outra possibilidade mais flexível para formulação da hipótese alternativa, e deveras útil para fins de política, denomina-se raiz unitária parcial, cuja especificação é dada por:

$$H_2 : \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases} \quad (3.4)$$

Se  $H_2$  for verdadeira, o processo  $y_t$  terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro. Três testes<sup>6</sup> para investigar a estacionariedade do crescimento da taxa de câmbio são então realizados: raiz unitária global e dois outros para captar a presença de raiz unitária em cada regime, de acordo com as estatísticas  $R_{1,T}$ ,  $t_1$  e  $t_2$ .

Tal discriminação é extremamente importante, pois permite examinar se o crescimento da taxa de câmbio no Brasil seguiu uma dinâmica diferenciada, ou seja, de estacionário para não estacionário ou vice-versa, após atingir certo valor limite,  $\lambda$ , além do qual seria tido como inaceitável em base econômica e/ou política. Neste caso, haveria a necessidade de intervenção por parte das autoridades monetárias para garantir a manutenção de uma taxa de câmbio em padrões aceitáveis.

#### 4 RESULTADOS

As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados para os testes de linearidade e de igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações do modelo irrestrito<sup>7</sup> nos dois regimes,<sup>8</sup> o limiar para os regimes,  $\lambda$ , o número de observações, o número de defasagens ótimo<sup>9</sup> ( $m$ ) para a variável  $Z_t = y_t - y_{t-m}$ ,<sup>10</sup> o número ótimo de defasagens,  $k$ , na regressão ADF<sup>11</sup> – equação (1) –, e os valores críticos<sup>12</sup> para os testes de linearidade. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado por meio de programação em Gauss.

6. Ver detalhes no apêndice.

7. O modelo restrito assume a presença de raiz unitária na equação (1).

8. Regime 1 consiste em  $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$ , enquanto o regime 2 consiste em  $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$ .

9. A escolha de "m" é realizada a partir do valor que maximiza  $W_r$ . Mais detalhes sobre estimação de "m" estão em Caner e Hansen (2001).

10. É importante observar que a variável limiar não precisa ser apenas o crescimento da taxa de câmbio. Poderíamos utilizar apenas a taxa, mas acredita-se que o nível considerado desejável pode variar de acordo com o momento econômico, já a variação na cotação da moeda estrangeira em cada momento é que deve ser a métrica da autoridade monetária para eventuais intervenções e por isso esta foi a variável escolhida na análise. Outro ponto é que se sabe que a não rejeição da hipótese de linearidade pode ser causada pelo uso de uma variável limiar que não seja estritamente estacionária sob  $H_0$ .

11. Calculado de acordo com o critério (do geral para o específico) *general to specific* (GS).

12. Ver valor em (\*\*) na nota abaixo de cada tabela.

TABELA 1

**Resultados do modelo irrestrito e teste de linearidade**

	Estimativas, $\hat{m} = 1$ , $\hat{\lambda} = 0,0202$				Teste para igualdade dos coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap valor-p
	Estimativa	$\sigma$	Estimativa	$\sigma$		
Intercepto	0,004*	0,005	0,001*	0,016	0,06	0,930
$y_{t-1}$	0,191*	0,153	0,866	0,172	8,62	0,090
$\Delta y_{t-1}$	0,244	0,139	0,195*	0,353	1,34	0,500
$\Delta y_{t-2}$	0,379	0,131	0,359	0,124	16,70	0,000
Observações	81		32			
Teste conjunto de linearidade (Wald para valor limite)					19,7**	0,040
Número de observações					113	

Fonte: Estimativas dos autores. Elaboração dos autores.

Notas: \* não significativo a 5%; \*\* valor crítico a 5% = 17,8.

Inicialmente observa-se que a dinâmica da taxa de crescimento para cotação média mensal do dólar no Brasil é não linear. Ademais, a tabela 1 indica um número ótimo de defasagens ( $m$ ) igual a 1 e um valor limite,  $\hat{\lambda}$ , de 0,0202. Conseqüentemente, na equação (1) obtém-se  $Z_t = y_t - y_{t-1}$ , de onde se verifica que variações inferiores a 2,02 pontos percentuais (p.p.) no crescimento da cotação do dólar ao mês caracterizam as observações incluídas no regime 1, conquanto variações superiores a este percentual definem as observações do regime 2. Os coeficientes no interior da tabela representam as estimativas da equação ADF em cada regime e, dada a diferenciação já constatada através do teste de Wald de linearidade, perde importância a comparação das estimativas nos dois regimes, mesmo quando estatisticamente significantes. Ressalta-se que, de acordo com os testes de Wald para igualdade dos coeficientes, há divergência entre os coeficientes da defasagem e da segunda diferença nos dois regimes.

Uma vez rejeitada a hipótese nula de linearidade, inferiu-se sobre a presença de raiz unitária na série da taxa de crescimento da taxa de câmbio. Foram calculadas as estatísticas, e reportados tanto os valores-p assintóticos como também aqueles derivados pelo método *bootstrap*. Mesmo com uma amostra de 113 observações após as defasagens utilizadas, a opção por uma frequência mensal faz com que os valores-p obtidos pelo método *bootstrap* possam ser particularmente importantes para garantir a robustez dos resultados que são apresentados na tabela 2.

De acordo com o resultado da estatística  $R_{1,7}$ , significativa a 1%, o crescimento da taxa de câmbio é globalmente estacionário, cuja confirmação é atestada tanto pelos valores críticos assintóticos quanto por *bootstrap*. Os resultados das estatísticas  $t_1$  e  $t_2$  indicam que a hipótese nula de raiz unitária no regime 2 é rejeitada, mas somos incapazes de rejeitá-la no regime 1.

TABELA 2

## Testes de raiz unitária para os dois regimes

Testes	Estatística	Valor-p	
		Assintótico	<i>Bootstrap</i>
$R_{17}$	27,0	0,000	0,000
$t_1$	1,25	0,500	0,798
$t_2$	5,05	0,000	0,000

Fonte: Elaboração dos autores.

Os resultados da tabela 2 implicam que a hipótese nula da existência de raiz unitária não é sustentada, tanto para a série como um todo quanto para o regime 2, contrariamente ao que se constata para o regime 1; ou seja, enquanto a variação no crescimento da cotação do dólar for inferior a 2,02 p.p., valor limite para o regime 1, o crescimento da taxa de câmbio segue um processo não estacionário, o que pode indicar que a cotação desta moeda não é objeto de intervenção por parte da autoridade monetária, ou que tais intervenções não são capazes de determinar um nível desejado da taxa de câmbio. Por outro lado, para variações superiores a 2,02 p.p., o processo descrito por esta taxa é estacionário, implicando, neste caso, a existência de forças econômicas – possivelmente intervenções da autoridade monetária – que determinam a reversão à média do processo gerador da taxa de câmbio.

Em conjunto, os resultados corroboram argumentos de estudos como os de Kohli (2002), Taylor e Taylor (2004) e Camarero, Cuestas e Ordóñez (2006) ao não refutar a presença de um comportamento de reversão à média na evolução da taxa de câmbio, e complementa tais estudos ao estabelecer um limiar para a mudança de regime no Brasil. Ademais, para a hipótese da PPC, é possível inferir que tal análise requereria o cuidado de ser feita por regime.

O gráfico 1 explicita a série para as variações percentuais na taxa de câmbio PTAX média mensal utilizada no modelo e a tabela 3 apresenta a disposição das 33 observações classificadas no regime 2, as quais compreendem os períodos de variações na taxa PTAX acima do limiar estimado. Da análise do gráfico 1 em conjunto com a tabela 3 pode-se extrair que os períodos de incerteza no cenário político-econômico nacional ou de crises financeiras e econômicas correspondem a observações que compreendem o regime 2.

Dentre os períodos de oscilações superiores ao limiar estimado para a taxa de câmbio, destacam-se os quatro meses de 2002<sup>13</sup> e os sete meses de 2003, os quais correspondem ao início e ao primeiro ano de um novo governo com quebra de

13. "O ano de 2002 oferece um contraponto interessante à crise de 1999. Em 2002, a economia brasileira sofreu uma nova crise cambial, que depreciou a taxa de câmbio em aproximadamente 53%. Porém, ao contrário da crise de 1999, a de 2002 se deu em um regime de câmbio flutuante" (Janot e Novaes, 2009, p. 11).

ideologia política,<sup>14</sup> respectivamente, além dos três últimos meses de 2008, correspondentes à eclosão da crise do *subprime*. Tais resultados permitem constatar que, em períodos de maior incerteza em relação à economia nacional, maior é a volatilidade do câmbio e possivelmente maiores devem ser as ações do BCB para estabilizar a cotação do dólar. Isto é um fato estilizado na literatura, rerepresentado, por exemplo, por Nassif, Feijó e Almeida (2010).

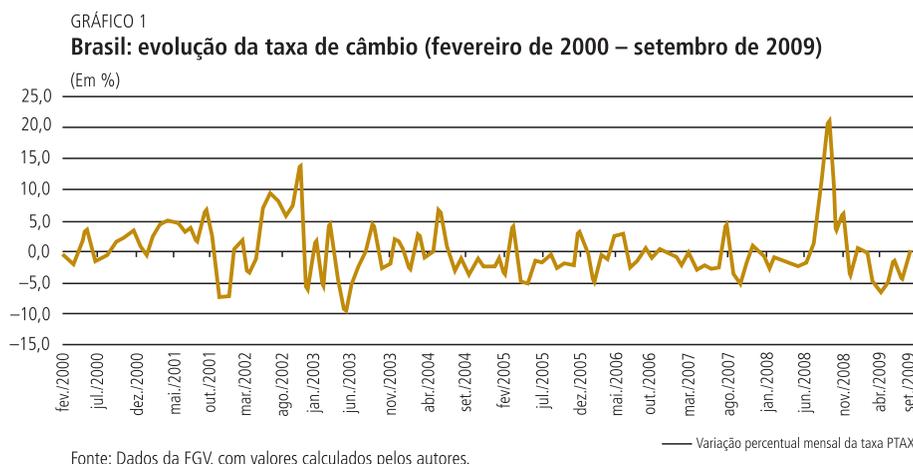


TABELA 3

**Distribuição das observações no regime 2 de acordo com o limiar estimado**

Ano	Observações no regime 2	Meses
2000	01	Maio
2001	02	Março; outubro
2002	04	Fevereiro; junho; julho; novembro
2003	07	Janeiro; março; junho; julho; agosto; setembro; dezembro
2004	03	Março; junho; novembro
2005	02	Abril; julho
2006	04	Janeiro; abril; junho; outubro
2007	02	Setembro; dezembro
2008	04	Janeiro; setembro; outubro; novembro
2009	03	Janeiro; março; agosto
Total	32	

Fonte: Elaboração dos autores.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A interferência na dinâmica de flutuação da taxa de câmbio é assunto de intenso debate entre acadêmicos e formuladores de política em economias que adotaram

14. "Adicionalmente, a crise de 2002 teve um fator doméstico – a vitória de um partido de esquerda na eleição presidencial – que, por si só, deve ter induzido os agentes a ajustarem suas posições no mercado cambial" (Janot e Novaes, *op. cit.*).

um regime de câmbio flutuante. Visando contribuir com a literatura relacionada a esse tema, o presente artigo utiliza, de forma alternativa, um modelo autorregressivo com valor limite endógeno que permite testar, simultaneamente, a existência de mudança de regime e a estacionaridade da série de tempo analisada e aplica-se este ao crescimento da taxa de câmbio no Brasil. Sob a hipótese de que o padrão de atuação da autoridade monetária nacional se caracteriza pela presença de movimentos de reversão à média da taxa de câmbio, essa metodologia permite verificar a existência de indícios de possíveis hesitações por parte da autoridade monetária em intervir no mercado de câmbio, ou de sua incapacidade em determinar a taxa de câmbio desejada.

A análise é construída a partir da adoção do regime de câmbio flutuante pela economia brasileira. Foram utilizados os dados mensais para a cotação PTAX do dólar entre janeiro de 2000 e setembro de 2009 na estimação de um modelo autorregressivo com valor limite (Threshold Autoregressive Model), introduzido por Caner e Hansen (2001) para verificar se existe mudança de regime ou tendência explosiva no crescimento da referida taxa em períodos relacionados a choques no cenário econômico nacional ou externo.

Os resultados permitiram identificar que: *i*) o crescimento da taxa de câmbio no Brasil segue uma dinâmica não linear e globalmente estacionária, fato que corrobora os achados de outras abordagens, como as de Taylor e Taylor (2004) e de Camarero, Cuestas e Ordóñez (2006); *ii*) no período analisado, para variações inferiores a 2,02 p.p. no crescimento da taxa PTAX, a tendência do câmbio nominal é não estacionária; e *iii*) para variações superiores a esse percentual na referida taxa o processo é estacionário. Ainda que várias interpretações sejam possíveis, é interessante destacar que, conjuntamente, os resultados (*ii*) e (*iii*) são compatíveis com a interpretação de que pode ter havido práticas de intervenções tardias no mercado de câmbio no Brasil, em analogia à interpretação de Alesina (1991), que aborda o “retardo”, por parte do governo, em tomar decisões que impactem negativamente em alguns segmentos da economia.

## ABSTRACT

This paper contributes to the literature on exchange rate dynamics by applying an endogenous threshold autoregressive model to Brazil. The model is estimated with monthly data for the growth rate of the R\$-US\$ exchange rate (PTAX) from January 2000 to September 2009. The estimates allow the following conclusions: *i*) the growth rate of the Brazilian nominal exchange rate follows a non-linear process with partial unit root and is globally stationary; *ii*) for changes in the growth rate of the exchange rate which are lower than 2.02%, the process is non-stationary; *iii*) for changes greater than 2.02%, the process is stationary. These results may shed light on the pattern of interventions in the exchange market by monetary authorities in Brazil.

Keywords: Exchange rate dynamics, endogenous threshold, government intervention.

## REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed?. **American economic review**, v. 81, n. 5, p. 1.170-1.188, 1991.
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, p. 1.383-1.414, 1994.
- BEIRNE, J.; HUNTER, J.; SIMPSON, M. Is the real exchange rate stationary? The application of similar tests for a unit root in the univariate and panel cases. **Quantitative and qualitative analysis in social sciences**, v. 1, Issue 2, p. 55-70, 2007.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **Quarterly journal of economics**, Cambridge, v. 117, n. 2, p. 379-408, May 2002.
- CAMARERO, M.; CUESTAS, J. C.; ORDÓÑEZ, J. Purchasing power parity versus the EU in the Mediterranean countries. **Applied financial economics**, v. 16, p. 157-167, 2006.
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. **Econometrica**, v. 69, p. 1.555-1.596, 2001.
- CHAN, K. S. Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression. **Journal of the royal statistical society**, series B, v.53, p. 691-696, 1991.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, v. 74, p. 33-43, 1987.
- EICHENGREEN, B.; HAUSMANN, R.; PANIZZA, U. **Original sin**: the pain, the mystery and the road to redemption. Currency and maturity matchmaking: redeeming debt from original sin. Inter-American Development Bank, Nov. 2002.
- FLOOD, R. P.; GARBER, P. M. Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples. **Journal of international economics**, Elsevier, v. 17, n. 1-2, p. 1-13, Aug. 1984.
- GARCIA, M. G. P. O câmbio e o banco central. **Jornal valor econômico**, 15 maio 2003.
- HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, p. 413-430, 1996.
- HAUSMANN, N. R.; PANIZZA, U.; STEIN, E. **Why do countries float the way they float?**. Inter-American Development Bank, May 2000 (Working Paper, n. 418).
- HOLLAND, M. **External debt in developing economies**: assessment and policy issues. Universidade Federal de Uberlândia, 2006.
- IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.
- JANOT, M.; NOVAES, W. **Ganhos de globalização do capital em crises cambiais**. Brasília: Banco Central do Brasil, abr. 2009 (Trabalhos para Discussão, n. 183).
- KAMINSKY, G.; LIZONDO, S.; REINHART, C. M. Leading indicators of currency crisis. **IMF staff paper**, v. 45, n. 1, Mar. 1998.
- KOHLI, R. **Real exchange rate stationarity in managed floats**: evidence from India. Indian Council for Research on International Economic Relations (Icrier), Oct. 2002 (Icrier Working Paper).
- KRUGMAN, P. R. A model of balance-of-payments crises. **Journal of money, credit and banking**, v. 11, n. 3, p. 311-325, 1979.

LAHIRI, A.; VÉGH, C. A. **Living with the fear of floating**: an optimal policy perspective. Cambridge, MA, July 2001 (NBER Working Paper, n. 8.391).

MIRANDA, M. C. Crises cambiais e ataques especulativos no Brasil. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 287-301, abr./jun. 2006.

NASSIF, A.; FEIJÓ, C.; ALMEIDA, M. A. S. Why does real exchange rate overvalue in Brazil? Theoretical determinants, empirical evidence and economic policy dilemmas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 38., 2010. **Anais...** Salvador: ANPEC, dez. 2010.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_.; ARAÚJO, E. **The trend of the real exchange rate overvaluation in open emerging economies**: the case of Brazil. Universidade Federal Fluminense (UFF), maio 2011 (Texto para Discussão, n. 272).

TAYLOR, A. M.; TAYLOR, M. P. **The purchasing power parity debate**. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 2004 (NBER Working Papers Series, n. 10.607).

(Original submetido em abril de 2011. Última versão recebida em dezembro de 2011. Aprovado em julho de 2012.)

## APÊNDICE

A distinção entre  $H_0$ ,  $H_1$  e  $H_2$  é feita via uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001):

- 1) Uma estatística  $t$  para  $\rho_1$ ,  $t_1$ , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 1, isto é,  $H_2: \rho_1 < 0$  e  $\rho_2 = 0$ .
- 2) Uma estatística  $t$  para  $\rho_2$ ,  $t_2$ , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 2, isto é,  $H_2: \rho_1 = 0$  e  $\rho_2 < 0$ .
- 3) Uma estatística de Wald unicaudal,  $R_{1T} = t_1^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$ , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , contra a alternativa  $H_2: \rho_1 < 0$  e  $\rho_2 < 0$ .

Os valores críticos para as estatísticas  $R_{1T}$ ,  $t_1$  e  $t_2$  encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001). Foram tabulados valores críticos assintóticos e, para melhorar a inferência em amostras pequenas, valores críticos por *bootstrap*.

É importante mencionar que simulações de Monte Carlo realizadas por Caner e Hansen (2001) mostram que, na presença de raiz unitária parcial, os testes baseados nas estatísticas  $R_{1T}$  têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e que o teste baseado na estatística  $t$ . Na presença de estacionariedade pura (estacionariedade nos dois regimes), os testes  $t$  ainda possuem mais potência que o teste ADF, quando existem efeitos de *threshold* nos outros parâmetros do

modelo (1). Isto levou Caner e Hansen (2001) a concluir que os testes  $t$  são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionariedade pura.