

Dinâmica da Taxa de Câmbio no Brasil em um Regime de Câmbio Flutuante

Andrei Gomes Simonassi

Professor do CAEN/UFC

Email: agsimonassi@ufc.br

José Henrique Félix Silva

Doutorando CAEN/UFC

Email: hfelix@ufc.br

Ronaldo de Albuquerque e Arraes

Professor do CAEN/UFC

Email: ronald@ufc.br

Resumo

O artigo contribui com a literatura sobre taxa de câmbio e ataques especulativos, analisando a evolução e a dinâmica desse indicador no Brasil, em período recente, a partir de um modelo autoregressivo com valor limite endógeno. Dados mensais para cotação PTAX do dólar entre janeiro de 2000 e setembro de 2009 foram utilizados na modelagem, cujas estimativas permitiram extrair as seguintes conclusões: i) a 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 na taxa PTAX ao longo do período a tendência do câmbio nominal é não estacionária, demonstrando negligência na intervenção por parte da autoridade monetária; iii) para variações superiores a 2,02 pontos percentuais na referida taxa o processo descrito por esta variável é dito estacionário. Esses resultados sugerem ter havido prática de intervenções tardias no mercado de câmbio no Brasil, cujas correções devem ser implementadas no futuro.

Palavras-Chave: Dinâmica do Câmbio; Valor Limite; Intervenção Governamental.

Abstract

This paper contributes to the literature of exchange rate and speculative attacks through investigation of the evolution and the dynamics of this rate in Brazil. An endogenous threshold autoregressive model is applied with PTAX monthly data from January 2000 to September 2009. The estimates allow the following conclusions: i) Brazilian exchange rate follows a non-linear dynamic with partial unit root and globally stationary; ii) variations of the nominal exchange rate lower than 2,02% along the period dictate that the dynamic is non-stationary, which demonstrates negligence by the monetary authority, whereas variations greater than 2,02% the process is otherwise indicated as stationary. These results suggest that there must have occurred practice of delayed interventions on exchange market in Brazil, which should be avoid in the future.

Key-Words: Dynamics of Exchange Rate; Threshold; Exchange Market Intervention.

JEL Classification: C22; E58; F31.

Área 6 – Economia Internacional

Dinâmica da Taxa de Câmbio no Brasil em um Regime de Câmbio Flutuante

Resumo

O artigo contribui com a literatura sobre taxa de câmbio e ataques especulativos, analisando a evolução e a dinâmica desse indicador no Brasil, em período recente, a partir de um modelo autoregressivo com valor limite endógeno. Dados mensais para cotação PTAX do dólar entre janeiro de 2000 e setembro de 2009 foram utilizados na modelagem, cujas estimativas permitiram extrair as seguintes conclusões: i) a 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 na taxa PTAX ao longo do período a tendência do câmbio nominal é não estacionária, demonstrando negligência na intervenção por parte da autoridade monetária; iii) para variações superiores a 2,02 pontos percentuais na referida taxa o processo descrito por esta variável é dito estacionário. Esses resultados sugerem ter havido prática de intervenções tardias no mercado de câmbio no Brasil, cujas correções devem ser implementadas no futuro.

Palavras-Chave: Dinâmica do Câmbio; Valor Limite; Intervenção Governamental.

Abstract

This paper contributes to the literature of exchange rate and speculative attacks through investigation of the evolution and the dynamics of this rate in Brazil. An endogenous threshold autoregressive model is applied with PTAX monthly data from January 2000 to September 2009. The estimates allow the following conclusions: i) Brazilian exchange rate follows a non-linear dynamic with partial unit root and globally stationary; ii) variations of the nominal exchange rate lower than 2,02% along the period dictate that the dynamic is non-stationary, which demonstrates negligence by the monetary authority, whereas variations greater than 2,02% the process is otherwise indicated as stationary. These results suggest that there must have occurred practice of delayed interventions on exchange market in Brazil, which should be avoid in the future.

Key-Words: Exchange Rate, Threshold; Exchange Market Intervention.

JEL Classification: C22; E58; F31.

Dinâmica da Taxa de Câmbio no Brasil em um Regime de Câmbio Flutuante

1. Introdução

Após as crises cambiais do final da década de 1990 e diante da insustentabilidade da manutenção de uma taxa de câmbio fixa, a opção pela adoção de um regime de câmbio flutuante se constituiu na resposta da autoridade monetária brasileira no sentido de recuperar a capacidade de fazer política monetária e tornar a economia menos suscetível aos ataques especulativos recorrentes da década.

Em vários países, a despeito do anúncio oficial de adoção do regime flexível, na prática, as autoridades monetárias permaneceram intervindo no mercado para diminuir a volatilidade da taxa de câmbio com os objetivos de reduzir as fricções, movimentos abruptos e imperfeições neste mercado, além de garantir credibilidade ao fluxo de capitais externos para a acumulação de reservas, reduzir pressões inflacionárias em cenários de elevado “*pass-through*” cambial e de controlar a elevada proporção da dívida em relação ao Produto Interno Bruto-PIB.

Em artigos como os de Calvo e Reinhart (2002), Hausmann, Panizza e Stein (2000), Eichengreen, Hausmann e Panizza (2002), Lahiri e Végh (2001) e Holland (2006), denota-se como “*fear of floating*”, o comportamento das autoridades monetárias das economias emergentes quando, oficialmente, adotam regimes flexíveis, mas, de fato, controlam os movimentos da taxa de câmbio.

Garcia (2003) ressalta como a arbitragem financeira frustra 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.

Também é consenso na literatura que não existe um nível ideal para a taxa de câmbio. Como argumenta Garcia (2003), diferentes objetivos implicam em diferentes níveis para o que seria o câmbio ideal. Se a meta é o controle da inflação, que essa taxa seja a menor possível, mas se o objetivo é o superávit comercial, a ação da autoridade monetária deve ser exatamente no sentido contrário. Não obstante, 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.

O ponto é que, principalmente para países emergentes, o movimento da taxa de câmbio é objeto de constante atenção e, em vista disso, analisar a atuação do Banco Central do Brasil (BCB) a partir da dinâmica da taxa de câmbio, justifica o objetivo deste estudo. Especificamente, busca-se captar um padrão de atuação da autoridade monetária e se os eventuais indícios de intervenções no mercado de câmbio possuem relação com o cenário político-econômico nacional ou externo. Neste contexto, o artigo se aproxima da literatura que envolve os estudos sobre ataques especulativos, muito embora os resultados aqui encontrados apenas sugiram uma forma alternativa de utilização da teoria econométrica para identificá-los.

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 também variam bastante com o cenário financeiro internacional.

Garcia (2003) 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, de forma que resta ao BCB, por exemplo, intervir para reduzir a volatilidade dessa taxa ao longo do processo de convergência.

Busca-se, portanto, neste estudo, analisar a evolução e dinâmica da taxa de câmbio no Brasil a partir de dados mensais no intervalo 2000-2009. Com base na proposta de Calvo e Reinhart (2002), a análise é conduzida dentro de uma metodologia alternativa, cujo objetivo é propor uma nova forma de caracterizar a atuação do BCB no mercado de câmbio. Em especial, uma vez constatados indícios do fenômeno de flutuação distorcida, busca-se identificar qual a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil, e se há um padrão de acordo com as variações na taxa PTAX.

Os resultados apresentam uma tendência para a taxa PTAX, identificando se há mudança de padrão em sua dinâmica, bem como definem um valor limiar que representaria um “gatilho” para possíveis decisões de intervenção no mercado de câmbio por parte do BCB.

As seções seguintes ordenam a organização do artigo, iniciando-se com um breve histórico recente dos regimes cambiais no Brasil; na seção três é feita uma revisão da literatura; a seção quatro descreve a proposta metodológica utilizada e cujos resultados seguem na seção cinco. A última seção é dedicada às conclusões do estudo.

2. Regimes Cambiais Brasileiros Recentes¹

Esta breve revisão histórica dos regimes cambiais no Brasil contempla o período 1970-1999, quando neste último ano se encerra um ciclo de sistemáticas mudanças de regimes cambiais, entre as quais destacam-se: minidesvalorizações sem bandas, maxidesvalorizações, prefixação, liberalização parcial, *crawling peg*, sistema de bandas, livre flutuação e alguns outros mecanismos adotados dependendo do grau de intervenção que era permitido para as autoridades monetárias e dos objetivos de estabilidade interna de preços e das contas externas do Brasil.

Durante a década de 1970, o regime cambial foi caracterizado pela consolidação das minidesvalorizações, que consistiam em desvalorizações freqüentes e de pequena magnitude na taxa nominal de câmbio, utilizando as diferenças entre as taxas de inflação doméstica e internacional, esta última medida pela inflação dos Estados Unidos. Embora as autoridades governamentais se mantivessem na incerteza quanto às possíveis conseqüências inflacionárias decorrentes dessa política, sua implementação objetivava, essencialmente, amenizar eventuais posições especulativas contra a moeda doméstica. A partir do fenômeno conhecido como Primeiro Choque do Petróleo, no final de 1973, o governo brasileiro renunciou ao ajuste na taxa nominal de câmbio e, em contrapartida, passou a conceder subsídios aos exportadores e a cobrar tarifas adicionais dos importadores. Vale salientar que as abundantes fontes de financiamento externo desta época, baseadas no excedente gerado pelo comércio de petróleo acumulados pelos países da OPEP, serviram para amenizar a frágil situação das contas externas do Brasil e de outras economias deficitárias.

No final de 1978, o Segundo Choque do Petróleo deteriorou novamente os termos de troca internacionais, mas, desta vez, em um ambiente de escassez de crédito no mercado externo decorrente de uma política monetária restritiva do Banco Central dos Estados Unidos (a taxa de juros americana foi elevada a níveis superiores a 20% a.a.). Em resposta, o BCB desvalorizou a moeda doméstica em 30%. Os resultados obtidos com esta maxidesvalorização recuperaram apenas parcialmente as contas externas e, com o agravamento do quadro inflacionário, o governo prefixou as taxas de variação cambial e de correção monetária em

¹ Esta seção é baseada em Araújo e Silveira Filho (2002) e Holland (1998).

50%, o que provocou perdas reais para os poupadores internos, visto que a inflação anualizada em 1979 superou os 120%, além de neutralizar os efeitos da maxidesvalorização.

Até o final de 1982, as vertentes que pressionavam o balanço de pagamentos da economia brasileira haviam esmaecido por conta de uma maior oferta de petróleo (exploração de novos campos) forçando um ajuste para baixo de seus preços negociados nos diversos mercados mundiais. Além disso, menores pressões inflacionárias na economia americana permitiram suavizar sua política monetária com a consequente redução das taxas nominais e reais de juros. Em oposição a este ambiente otimista, a moratória da dívida externa mexicana, decretada em setembro de 1982, potencializou, no curto prazo, a já escassa oferta de crédito internacional, reduzindo, substancialmente, o financiamento dos países em desenvolvimento pelos agentes privados. A solução encontrada pelas autoridades governamentais brasileiras foi aplicar, em fevereiro de 1983, uma nova maxidesvalorização de 30% na taxa nominal de câmbio. Conjuntamente, a maxidesvalorização, a incapacidade do governo de mudar a lei de indexação salarial e a política de câmbio ainda baseada na diferença entre as inflações interna e externa, fizeram recrudescer, com mais vigor, as taxas de inflação. Para controlar a inflação, o governo lançou mão de infrutíferas implementações de planos heterodoxos de estabilização (Cruzado, Bresser, Verão). Desta forma, pode-se dizer que neste período, o regime cambial vigente foi de minidesvalorizações, com intervalos onde a taxa nominal era congelada.

A partir de 1989, o mercado cambial brasileiro experimentou progressiva liberalização e, em 1990, com a implementação do Plano Brasil Novo (Plano Collor), adotou-se um sistema de câmbio flutuante, no qual o BCB passou a utilizar as reservas internacionais como critério de intervenção, com o objetivo de reduzir a volatilidade da taxa de câmbio. Entretanto, ainda em 1990, com a redução do nível de reservas e com a perspectiva de redução das receitas das exportações, o BCB mudou o foco das intervenções e voltou-se para a desvalorização do câmbio real. A abertura comercial como estratégia de desenvolvimento de longo prazo foi outro fato relevante neste período. A fragilidade das instituições políticas e as consequentes incertezas no campo político, agravadas com o processo de *impeachment* presidencial, aliadas às mudanças legais e institucionais no sentido de suavizar a repressão comercial e financeira, provocaram uma maior volatilidade da taxa de câmbio real.

O novo plano de estabilização (Plano Real), apresentado em julho de 1994, mais uma vez mudou o regime cambial, com a livre flutuação prevalecendo até o terceiro trimestre de 1994. As altas taxas de juros atraíram grandes fluxos de capitais estrangeiros resultando em apreciação cambial da moeda doméstica. Por conta desta apreciação, a balança comercial passou de superavitária (US\$ 850 milhões, em Dez/1993) para deficitária (US\$ 810 milhões, em Dez/1994). Este quadro fez com que o BCB abandonasse a política de não intervenção, iniciando uma temporada de compra de divisas e de imposição de restrições à entrada de capitais. A crise mexicana que se seguiu e as restrições citadas provocaram uma reversão nos fluxos de capitais autônomos. Com isso, as intervenções se inverteram e o BCB passou de comprador líquido para vendedor líquido de divisas. Neste período, um terceiro regime cambial – regime de bandas – seria implantado em 1995, mas as informações antecipadas de que os limites da banda mudariam ao longo do tempo custaram, em três dias, cerca de US\$ 6,0 bilhões em divisas. O BCB decidiu fixar uma banda de [0,83;0,93] e o regime migrou para um *crawling peg*². A reinserção do Brasil no mercado internacional de capitais trouxe grande volatilidade nos fluxos líquidos de capitais autônomos, potencializados pelas crises do México (1994), Sudeste Asiático (1997) e Rússia (1998), repercutindo diretamente na redução

² Refere-se a um regime em que a taxa de câmbio é determinada através do normal funcionamento do mercado dentro de um intervalo definido pelo BCB, no qual existe um valor central de referência.

do estoque de reservas³, mesmo considerando-se as três medidas de ajuda externa aprovadas em dezembro de 1998 (US\$ 18,0 bilhões do FMI, US\$ 9,0 bilhões do Banco Mundial e US\$ 14,5 bilhões dos países do G7). Entretanto, as tensões sobre as reservas internacionais continuaram, resultando na adoção do regime flexível de câmbio e em uma depreciação cambial de 58,8% nos primeiros meses de 1999.

3. Literatura sobre o Tema

Por ser a literatura sobre taxa de câmbio deveras extensiva, serão feitas menções a alguns trabalhos considerados relevantes que serviram de apoio teórico para tantos outros, além de guardarem relação mais estreita com a abordagem aqui implementada. Em termos de elaboração de um modelo estrutural baseado em fundamentos macroeconômicos destaca-se o trabalho de Krugman (1979). Nesta abordagem explicita-se como uma economia que se financia através do uso de *senhoriagem* e, simultaneamente, pratica um regime de câmbio fixo torna-se mais vulnerável, haja vista que o excesso de moeda estimula a troca por moeda estrangeira e, conseqüentemente, a redução das reservas internacionais pré-existentes.

De acordo com os determinantes da evolução da taxa de câmbio, a literatura apresenta autores que concentram a análise nos fundamentos macroeconômicos, outros que atribuem as variações do câmbio a uma espécie de efeito contágio ou ainda aqueles que citam a vulnerabilidade financeira da economia como o causador preponderante. O ponto comum é a estreita relação entre o estudo da evolução da taxa de câmbio e os denominados ataques especulativos. É exatamente neste ponto que este estudo busca contribuir apresentando uma forma alternativa de análise do comportamento dessa variável.

Na literatura internacional, estudos como o de Flood e Garber (1984) e o de Kaminsky, Lizondo e Reinhart (1998), ressaltam a importância dos denominados fundamentos macroeconômicos para explicar e antecipar ataques especulativos na economia. Calvo e Reinhart (2002), por exemplo, calculam indicadores de volatilidade visando identificar tais fenômenos.

Em períodos de ataque especulativo ou visando conter choques adversos na economia, a autoridade monetária pode intervir no mercado de câmbio de diferentes formas, dentre as quais destacam-se: i) a compra e venda no mercado à vista; ii) a venda de títulos denominados em moeda estrangeira (swaps cambiais); ou iii) a manipulação da taxa de juros básica. A hipótese básica a ser levantada diz respeito à possibilidade da adoção, por parte do BCB, de um padrão de intervenção de forma a atuar, em qualquer uma das três formas, apenas quando o câmbio assumir uma magnitude intolerável, política ou economicamente.

Para medidas de política fiscal, por exemplo, Alesina (1991) argumenta que os interesses de grupos econômicos dominantes podem retardar a adoção de ações que impliquem em contração fiscal. Com a taxa de câmbio o raciocínio é análogo, haja vista que uma intervenção esterilizada⁴ ou a elevação dos juros visando conter uma desvalorização cambial teria efeito colateral similar ao de uma redução dos gastos públicos.

De acordo com o cenário político-econômico, pode ser possível, por exemplo, negligenciar as elevações no câmbio nominal ou ainda realizar um processo de compra de moeda estrangeira para estimular as exportações sem se preocupar com os impactos no nível

³ “de setembro a dezembro de 1998, o Brasil sofreu uma redução da ordem de US\$ 33 bilhões de suas reservas internacionais, líquidas das obrigações de curto prazo do Banco Central e das obrigações junto ao FMI. Em janeiro de 1999, houve uma perda adicional de US\$ 8 bilhões”. [Janot e Novaes (2009)].

⁴ “Intervenções esterilizadas são compras ou vendas de divisas estrangeiras pelo BCB sem que ocorra alteração no estoque de moeda. É uma operação que subdivide-se em duas, por exemplo: o BCB compra dólares e paga em reais, acumulando reservas internacionais e aumentando a base monetária. Simultaneamente, o BCB opera no mercado aberto vendendo títulos públicos e restaurando a base monetária (e também a taxa de juros)”. [Garcia (2009)]

de preços do mercado doméstico⁵. Neste caso apenas as variações no nível do câmbio nominal *per se* são consideradas como variável relevante.

Fundamentado na investigação da hipótese anterior, este artigo analisa a dinâmica da taxa de câmbio nominal considerando apenas o comportamento passado desta variável através de um modelo autoregressivo com threshold endógeno (TAR) seguindo a proposta de Caner e Hansen (2001). Deste modo, deixa-se implícito que a influência de qualquer fundamento macroeconômico, bem como o “contágio” das variações cambiais de economias com estreita relação comercial com o Brasil são efeitos que devem ser incorporados pela defasagem do câmbio nominal em algum nível.

4. Aspectos Metodológicos

4.1. Base de Dados

Os dados da Economatica para a cotação da taxa de câmbio mensal (PTAX) no Brasil entre janeiro de 2000 e setembro de 2009 serão utilizados para condução do exercício empírico a partir de um modelo autoregressivo que permite mudanças de regime endógenas e descrito na subseção seguinte.

4.2. O Modelo Econométrico

Visando investigar a dinâmica descrita pelo crescimento da taxa de câmbio média mensal no Brasil, conforme citado na seção dois, considera-se o seguinte modelo autoregressivo com valor limite (*Threshold Autoregressive Model*) introduzido por Caner e Hansen (2001):

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad (1)$$

com $t = 1, \dots, T$ e 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 $x \notin A$, ε_t é um erro independente e identicamente distribuído (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 e λ é o parâmetro que representa o valor limite (*threshold*). Tal parâmetro é desconhecido, mas assume valores no intervalo $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, onde λ_1 e λ_2 são escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1$, $\pi_1 > 0$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2$, $\pi_2 < 1$. Assume-se que π_1 e π_2 são simétricos, ou seja, $\pi_1 = 1 - \pi_2$, impondo, portanto, a restrição que nenhum regime terá menos que $\pi_1\%$ das observações. Caner e Hansen (2001) sugerem que $\pi_1 = 0,15$, o que implica que nenhum dos regimes terá menos que 15% das observações⁶.

Por fim, define-se $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, onde ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

⁵ Intervenção não-esterilizada.

⁶ Como a amostra utilizada no estudo possui 118 observações, nenhum regime deverá ter menos que 17 observações, entretanto, após as defasagens o modelo cujos resultados seguem na seção 4 foi estimado com um mínimo de 32 observações no regime 2.

O modelo 1 é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para implementar MQO na equação (1), Caner e Hansen (2001) sugerem aplicar o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as seguintes operações:

1. Para cada $\lambda \in \Lambda$ o modelo 1 é estimado por MQO, 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, λ , minimizando $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, ou seja;

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

3. Estimar θ_1 e θ_2 utilizando a estimativa de λ 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 do modelo 1 através de estatísticas de teste, tais como a estatística t e a de *Wald* descritas a seguir.

4.2.1. Investigando a Dinâmica da Taxa de Câmbio

Investigar a mudança de dinâmica no crescimento da taxa de câmbio implica em testar, no modelo 1, se $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' \neq \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$. De outro modo, note que, na presença de linearidade, a regressão 3.1 torna-se igual à famosa regressão ADF (*Augmented Dickey-Fuller*).

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 estacionaridade do processo descrito pela mesma via teste tradicional de raiz unitária ADF pode nos levar a resultados imprecisos. Por este motivo, um resultado adicional apresentado no estudo diz respeito a um teste consistente para investigar a evolução da taxa de câmbio.

Caner e Hansen (2001) propuseram, para tal, a seguinte estatística de teste:

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

onde $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido quando se estima

o modelo 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 estacionaridade, $\rho < 0$, 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, Caner e Hansen sugerem calcular os valores críticos por

bootstrap assumindo $\rho = 0$ e $\rho < 0$ e usar o valor crítico mais conservador, ou seja, o maior *p-value*. Portanto, esta será a estratégia utilizada neste artigo para testar a hipótese nula de linearidade; $H_0 : \theta_1 = \theta_2$.

4.2.2. Testando a Hipótese de Raiz Unitária em Modelos Não-Lineares

No modelo 1, os parâmetros ρ_1 e ρ_2 controlam a estacionaridade do processo y_t . Assim, y_t será integrado de ordem 1, $I(1)$, se a hipótese nula, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural seria $H_1 : \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, sugerindo que o processo y_t é estacionário nos dois regimes. Contudo, existe ainda uma possibilidade intermediária chamada de raiz unitária parcial:

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

Se H_2 for verdadeira, o processo y_t terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro. Três testes⁷ para investigar a estacionaridade do crescimento da taxa de câmbio são então realizados: um teste de raiz unitária global e dois testes para captar a presença de raiz unitária em cada regime, de acordo com as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 , respectivamente.

Tal discriminação é extremamente importante, pois nos permite examinar se o crescimento da taxa de câmbio no Brasil seguiu uma dinâmica diferente (de estacionário para não estacionário ou vice-versa) depois que atinge um certo valor limite, λ . Este pode ser o caso se as autoridades monetárias do Brasil intervierem para garantir a manutenção de uma taxa de câmbio em padrões aceitáveis apenas quando o aumento desta taxa atingir um percentual intolerável econômica ou politicamente.

5. Resultados

A partir da metodologia descrita na seção 4, as tabelas 1 e 2 sumarizam os resultados para os testes de linearidade e de igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações dos modelos irrestrito e restrito⁸ nos dois regimes⁹, o limiar para os regimes, λ , o número de observações, o número de defasagens ótimo¹⁰ (m) para a variável $Z_t = y_t - y_{t-m}$,¹¹ o número ótimo de defasagens, k , na regressão ADF¹² (equação 1), e os valores críticos¹³ para os testes de linearidade. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado usando um programa escrito em GAUSS.

⁷ Ver detalhes no apêndice.

⁸ O modelo restrito assume a presença de raiz unitária na equação (1).

⁹ Regime 1 consiste em $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$, enquanto o regime 2 consiste em $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$.

¹⁰ A escolha de “ m ” é realizada a partir do valor que maximiza W_T . Mais detalhes sobre estimação de “ m ” estão em Caner e Hansen (2001).

¹¹ 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 .

¹² Calculado de acordo com o critério GS (do geral para o específico – “general to specific”).

¹³ 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 P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
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
Δy_{t-1}	0.244	0.139	0.195**	0.353	1.34	0.500
Δy_{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
Nº. de Observações					113	

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: (**) Não significativa a 5%.

(+) Valor Crítico a 5% = 17,8.

Conclui-se, portanto, que a dinâmica da taxa de crescimento para cotação média mensal do dólar no Brasil é não-linear. Ademais, as tabelas 1 e 2 indicam 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 verifica-se que variações inferiores à 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.

Uma vez rejeitada a hipótese nula de linearidade, um interesse de segunda ordem no estudo é investigar a presença de raiz unitária na série de taxa de câmbio. Calculamos as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 para $m=1$ e reportamos tanto os p-valores assintóticos como também os p-valores calculados pelo método “*bootstrap*”. Mesmo com uma amostra de 113 observações após as defasagens utilizadas, a opção por uma frequência mensal faz com que os p-valores calculados pelo método “*bootstrap*” possam ser particularmente importantes para garantir a robustez dos resultados que são apresentados na tabela 2.

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária para os dois Regimes

Testes	Estatística	p-valor	
		Assintótico	Bootstrap
R_{1T}	27.0	0.000	0.000
t_1	1.25	0.500	0.798
t_2	5.05	0.000	0.000

Fonte: Estimativas dos autores.

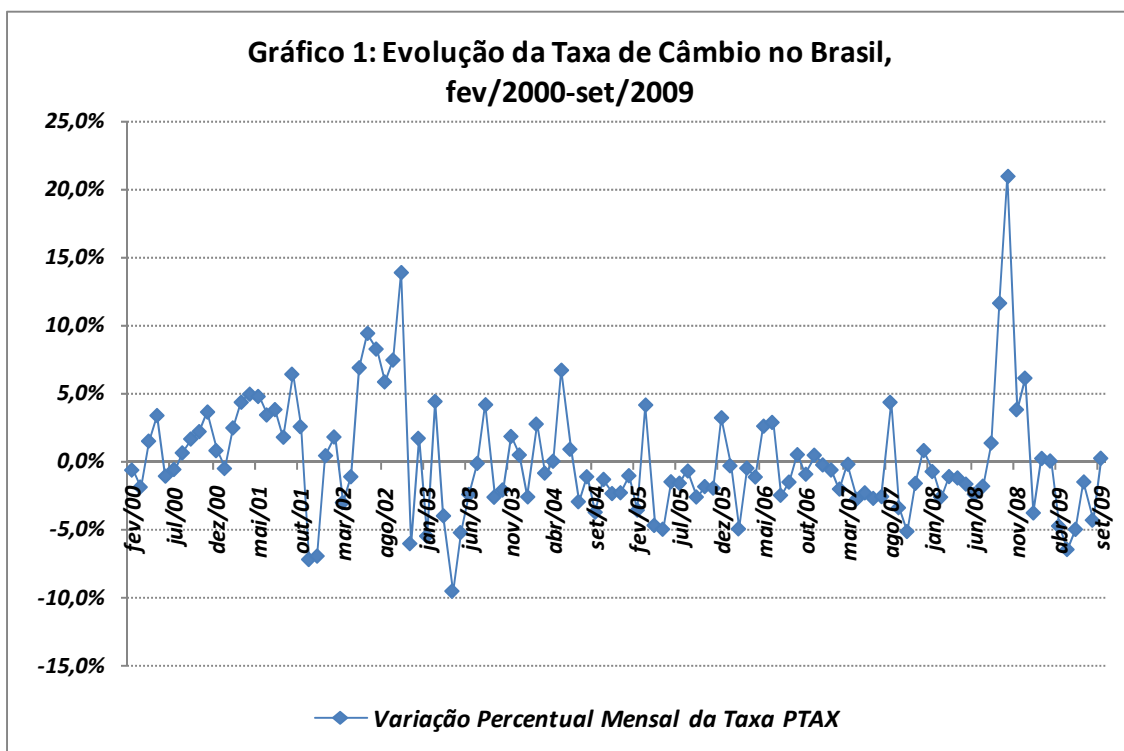
De acordo com o resultado da estatística R_{1T} , significativa a 5%, o crescimento da taxa de câmbio é globalmente estacionário, seja quando valores críticos assintóticos ou calculados por *bootstrap* são utilizados. Os resultados das estatísticas t_1 e t_2 indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária no regime 2, mas somos incapazes de rejeitá-la no regime 1.

Em outras palavras, os resultados na tabela 2 implicam que a hipótese nula da existência de raiz unitária não é sustentada para a série como um todo e nem para o regime 2, conquanto para o regime 1 tal hipótese não pode ser rejeitada. Por conseguinte, enquanto a variação no crescimento da cotação do dólar for inferior a 2,02 p.p., valor limite para o regime 1, esta variável segue um processo não estacionário indicando que a cotação desta moeda estrangeira não é objeto de preocupação por parte da autoridade monetária. Não obstante, para variações superiores a 2,02 p.p., o processo descrito por esta taxa é estacionário.

Os resultados acima condizem com a hipótese de que o Banco Central intervém no mercado de câmbio apenas quando a variação da cotação média mensal da moeda estrangeira atinge um valor limite de 2,02 pontos percentuais.

O gráfico 1 a seguir explicita a série para as variações percentuais na taxa de câmbio PTAX média mensal utilizada no modelo e a Tabela 3 apresenta como as 33 observações classificadas no regime 2 foram dispostas. Ressalta que estas compreendem os períodos de variações na taxa PTAX acima do limiar estimado.

Note que a análise do gráfico 1 em conjunto com a Tabela 3 nos fornece um resultado interessante: os períodos de incerteza no cenário político-econômico nacional ou de crises financeiras e econômicas correspondem a observações que compreendem o regime 2.



Fonte: Dados da FGV, valores calculados pelos autores.

Tabela 3: Distribuição das Observações no Regime 2 de acordo com o Limiar Estimado

Ano	Observações no Regime 2	Meses
2000	01	mai.
2001	02	mar.; out.
2002	04	fev.; jun.; jul.; nov.
2003	07	jan.; mar.; jun.; jul.; ago.; set.; dez.
2004	03	mar.; jun.; nov.
2005	02	abr.;jul.
2006	04	jan.; abr.; jun.; out.
2007	02	set.; dez.
2008	04	jan.; set.; out.; nov.
2009	03	jan.; mar.; ago.
Total	32	

Fonte: Estimativas dos autores.

Dentre os períodos de oscilações superiores ao limiar estimado para a taxa de câmbio, destacam-se os quatro meses de 2002¹⁴ e os sete meses de 2003, períodos correspondentes à eleição e primeiro ano do governo Lula¹⁵, respectivamente. Os resultados corroboram a intuição ao permitirem constatar que em períodos de maior incerteza em relação à economia nacional, maior é a volatilidade do câmbio e maiores devem ser as ações do BCB para estabilizar a cotação da moeda estrangeira.

Considerações Finais.

O artigo contribui com a literatura sobre taxa de câmbio e ataques especulativos analisando a evolução e dinâmica da taxa PTAX para o dólar no Brasil a partir de um modelo autoregressivo com valor limite endógeno que permite testar, simultaneamente, a existência de mudança de regime e a estacionaridade da série de tempo analisada.

Na literatura internacional, a importância dos fundamentos macroeconômicos para explicar ou prever ataques especulativos predominam nos artigos que discutem o tema, seja na elaboração de modelos econométricos ou para desenvolvimentos de indicadores de volatilidade.

Este estudo analisa a dinâmica da taxa de câmbio no período recente em que a economia brasileira adota o regime de câmbio flutuante, observando apenas o comportamento passado desta variável, para verificar se existe uma mudança de regime, bem como uma tendência explosiva da referida taxa em períodos relacionados a choques no cenário econômico nacional ou externo.

Dados mensais para cotação PTAX do dólar entre janeiro de 2000 e setembro de 2009 foram utilizados na estimação do modelo que permitiu identificar que: i) a taxa de câmbio no Brasil segue uma dinâmica não-linear e globalmente estacionária; ii) no período analisado, para variações inferiores a 2,02 pontos percentuais na taxa PTAX, a tendência do câmbio nominal é não estacionária, conquanto; iii) para variações superiores a 2,02 p.p. na referida taxa o processo é estacionário. Conjuntamente, (ii) e (iii) sugerem que pode haver uma prática de intervenções tardias no mercado de câmbio no Brasil.

¹⁴ “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)]

¹⁵ “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 (2009)].

Referências Bibliográficas

- Alesina, A., Drazen, A. (1991) "Why are Stabilizations Delayed?". *American Economic Review*, v.81, n.5, 1170-1188.
- Alesina, A., Wagner, A. (2002) "Choosing (and Reneging On) Exchange Rate Regimes. NBER Working Paper series, 9809, June.
- Andrews, D. W. K., Ploberger, W. (1994) "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative". *Econometrica*, v.62, 1383-414.
- Araújo, C. H. V., Silveira Filho, G. B. da (2002) "Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro". *Trabalhos para Discussão N° 41*, Banco Central do Brasil, Brasília, Junho.
- Arestis, P., Cipollini, A., Fattouh, B. (2004) "Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit". *Economic Inquiry*, v.42, 214-222.
- Calvo, G. A., Reinhart, C. M. (2002) "Fear of floating." *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v.117, n.2, p.379-408, May.
- Caner, M., Hansen, B. E. (2001) "Threshold Autoregression with a Unit Root." *Econometrica*, v.69, 1555-1596.
- Chan, K.S. (1991) "Percentage Points of Likelihood Ratio Tests for Threshold Autoregression." *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, v.53, 691-696.
- Davies, R.B. (1987) "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative." *Biometrika*, v.74, 33-43.
- Eichengreen, B., Hausmann, R., Panizza, U. (2002) "Original Sin: the pain, the mystery and the road to redemption". *Currency and Maturity Matchmaking: Redeeming Debt from Original Sin*. Inter-american Development Bank, November.
- Flood, Robert P., Garber, Peter M. (1984). "Collapsing exchange-rate regimes : Some linear examples," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 17(1-2), pages 1-13, August.
- Flood, Robert P., Garber, Peter M. (1991) "The Linkage between Speculative Attack and Target Zone Models of Exchange Rates," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 106(4), pages 1367-72, November.
- Garcia, M. G. P. (2003) "O Câmbio e o Banco Central". *Artigo do Jornal Valor Econômico*, 15/05/2003.
- Garcia, M. G. P. (2009) "Intervenções Cambiais do Banco Central". *Artigo do Jornal Valor Econômico*, 28/08/2009.
- Hansen, B.E. (1996) "Inference When A Nuisance Parameter Is Not Identified Under The Null Hypothesis." *Econometrica*, v.64, 413-430.
- Hausman N, R.; Panizza, U.; Stein, E. (2000) "Why Do Countries Float the Way They Float?" *Inter-American Development Bank, Working Paper 418*, May.
- Holland, M. (1998) "Taxa de câmbio e regimes cambiais no Brasil". *Economia Ensaios*. Uberlândia, n. 12(2)-13(1), jul-dez, 1998, p. 97-119.
- Holland, M. (2006) "External debt in developing economies: assessment and policy issues" *Universidade Federal de Uberlândia*.
- Janot, M., Novaes, W. (2009) "Ganhos de Globalização do Capital em Crises Cambiais". *Trabalhos para Discussão N° 183*. Banco Central do Brasil, Brasília, Abril.
- Kaminsky, G., Lizondo, S., Reinhart, C. M. (1998) "Leading Indicators of Currency Crisis". *IMF Staff Paper*. Vol. 45, N° 1, March.
- Krugman, Paul R. (1979) "A Model of Balance-of-Payments Crises," *Journal of Money, Credit and Banking* 11(3), pp. 311-325.
- Lahiri, A., Végh, C. A. (2001) "Living with the fear of floating: an optimal policy perspective". NBER Working Paper 8391, Cambridge, MA, July, 2001.

- Miranda, M. C. (2006) “Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil”. *Economia Aplicada*, São Paulo, v.10, n.º2, p.287-301. Abril-Junho.
- Reinhart, C. M. (2000) “The Mirage of Floating Exchange Rates”, *American Economic Review*, May, 65-70.
- Sarno, L., Taylor, M. P. (2001) “Official intervention in the foreign exchange markets: is it effective and, if so, how does it work?”. *Journal of Economic Literature*, September.
- Silveira, M. A. C. da (2003) “Intervenção da Autoridade Monetária no Mercado de Câmbio em Regime de Flutuação Administrada”. Nota Técnica do Banco Central do Brasil, Brasília, Nº 34, Março.
- Souza, F.E.P. de, Hoff, C. R. (2003) “O Regime Cambial Brasileiro: Flutuação Genuína ou Medo de Flutuação?”. XXXI Encontro Nacional de Economia , Porto Seguro, BA.

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):

- a) Uma estatística t para ρ_1, t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 1, isto é; $H_2 : \rho_1 < 0$ e $\rho_2 = 0$.
- b) Uma estatística t para ρ_2, t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 2, isto é; $H_2 : \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- c) Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{IT} = t_1^2 I_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 I_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, 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_{IT}, 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 t têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e que o teste baseado na estatística R_{IT} . Na presença de estacionaridade pura (estacionaridade 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 a concluir que os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionaridade pura.