

# Testando Assimetrias nas Preferências do Banco Central em uma Pequena Economia Aberta: Um Estudo para o Brasil

Gabriela Bezerra de Medeiros<sup>1</sup>  
Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón<sup>2</sup>

**Resumo:** Neste trabalho, nós estendemos o modelo de Surico (2007) para uma economia aberta e testamos se a função perda do Banco Central do Brasil é assimétrica em relação a desvios positivos e negativos do hiato do produto e da inflação em relação à meta. Além disso, nós utilizamos testes de quebra estrutural para investigar alterações na condução da política e nas preferências da autoridade monetária. Os resultados revelaram que o Banco Central reagiu mais fortemente a desvios da inflação em relação à meta e ao hiato do produto após 2003. Em relação às preferências da autoridade monetária, as estimativas indicaram uma assimetria em favor de uma inflação acima da meta até meados de 2003. Após esse período, as evidências obtidas através da estimação da função de reação com expectativas de inflação mostraram que o Banco Central tem sido mais avesso a desvios positivos da inflação em relação à meta. Por fim, nós não encontramos evidências de qualquer tipo de assimetria nas preferências sobre o hiato do produto.

**Palavras-Chave:** preferências assimétricas, economia aberta, regras de taxa de juros não-lineares, mudança estrutural, Banco Central do Brasil.

**Abstract:** In this paper, we extend Surico's (2007) model to an open economy and test if the Brazilian Central Bank's loss function is asymmetric with regard to positive and negative deviations of the output gap and of the inflation rate from its target. Furthermore, we use tests for structural breaks to investigate changes in the conduct of policy and monetary authority's preferences. The results revealed that the Central Bank reacted more strongly to deviations of inflation from the target and the output gap after 2003. With regard to the monetary authority's preferences, estimates indicate an asymmetric preference over an above-target inflation rate until mid-2003. After this period, the evidence obtained by estimating the reaction function with inflation expectations showed that the Central Bank has been more averse to positive deviations of inflation from its target. Finally, we did not find any evidence of any type of asymmetry in the preferences over the output gap.

**Keywords:** asymmetric preferences, open economy, nonlinear interest rate rules, structural change, Central Bank of Brazil.

**JEL Classification:** E52, E58.

## 1 Introdução

Desde o início da década de 1990 tem havido um crescente desenvolvimento da literatura econômica que procura analisar as ações de política monetária através da estimação de funções de reação. A regra de Taylor (1993) é provavelmente a especificação da função de reação mais conhecida nesta literatura. De acordo com esta regra, a autoridade monetária responde a desvios do produto e da inflação em relação às suas metas por meio de variações da taxa nominal de juros considerada como o

---

<sup>1</sup> Mestranda em Economia pela UFPB.

<sup>2</sup> Professor do PPGE/UFPB.

instrumento de política. Outra especificação que tem recebido considerável atenção é a função de reação *forward-looking* proposta por Clarida et al. (1998, 2000). Neste tipo de regra de política, o *policymaker* ajusta a taxa de juros corrente com base nos valores futuros esperados para a inflação e hiato do produto. Uma característica em comum entre esses dois tipos de regras de taxa de juros é que elas são funções lineares em relação as variáveis descrevendo as condições econômicas. Isto pode ser explicado pelo fato de que ambas as especificações são teoricamente fundamentadas sob o paradigma linear-quadrático, onde é assumido que a função perda da autoridade monetária é quadrática e as equações descrevendo a estrutura da economia são lineares.

Em períodos recentes, todavia, surgiram duas abordagens teóricas que têm desafiado a estrutura linear-quadrática por trás da função de reação linear. A primeira abordagem abandona a suposição de que a estrutura da economia é linear. Orphanides e Wieland (1999) derivam regras ótimas de política para o caso em que a autoridade monetária apresenta uma função perda quadrática e depara-se com uma curva de Phillips zona-linear que possibilita não-linearidades no *trade-off* de curto prazo entre inflação e produto. Nobay e Peel (2000) analisam a política monetária discricionária ótima sob uma curva de Phillips não-linear e verificam que a autoridade monetária não pode mais remover o viés inflacionário definindo uma meta para o produto igual à taxa natural. Dolado et al. (2005) demonstram que a função de reação ótima do banco central, para uma economia com a curva de Phillips não-linear, é uma regra de taxa de juros *forward-looking* aumentada para incluir a interação entre inflação esperada e hiato do produto.

A segunda abordagem teórica considera que os *policymakers* podem apresentar preferências assimétricas em relação aos seus objetivos. De acordo com Cukierman (2000), os políticos e o público em geral são comumente mais avessos a diferenças negativas do que a diferenças positivas do produto em relação ao produto potencial. O vice-chefe do Federal Reserve, Alan Blinder, declara que “*in most situations the CB will take far more political heat when it tightens pre-emptively to avoid higher inflation than when it eases pre-emptively to avoid higher unemployment*” Blinder (1998, pp. 19-20). Como nas democracias os bancos centrais independentes não são totalmente insensíveis aos órgãos políticos, este tipo de assimetria pode estar presente na função perda do *policymaker*. Adicionalmente, em períodos que a autoridade monetária está mais preocupada em engendrar credibilidade à sua política desinflacionária, é possível que a perda atribuída a desvios positivos da taxa de inflação em relação à meta inflacionária seja maior do que a de desvios negativos do mesmo tamanho.

As consequências de inserir preferências assimétricas na função perda da autoridade monetária têm sido analisadas por vários autores. Cukierman (2000) demonstra que, quando o *policymaker* está incerto acerca das condições econômicas e é mais sensível à hiatos negativos do produto, um viés inflacionário surge mesmo no caso em que a meta para o produto efetivo é o produto potencial da economia. Este resultado tem sido suportado por evidências empíricas apresentadas por Cukierman e Gerlach (2003) para um conjunto de 22 países pertencentes à Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Gerlach (2000) e Surico (2007) encontram que o Federal Reserve foi mais preocupado com hiatos negativos do que hiatos positivos do produto no período pré-1980. Bec et al.(2002) verificam que a fase do ciclo de negócios, mensurada pelo hiato do produto, tem importado na condução da política monetária pelos Bancos Centrais da Alemanha, EUA e França. Cukierman e Muscatelli (2003) provêm evidências de não-linearidades com respeito à inflação e ao hiato do produto em funções de reação estimadas para Alemanha, Reino Unido e EUA. Dolado

et al. (2003) observam que as preferências do Federal Reserve em relação à inflação foram assimétricas durante o regime Volcker-Greenspan.

Tendo em vista o que foi exposto anteriormente, o presente trabalho procura estimar uma função de reação não-linear para o Banco Central do Brasil de modo a testar assimetrias em seus objetivos com relação ao hiato do produto e desvios da inflação em relação à meta. Para isto, nós fazemos uma extensão do modelo teórico de Surico (2007) para uma economia aberta e obtemos a regra de política monetária ótima para a autoridade monetária considerando que a sua função perda seja potencialmente assimétrica. Visto que a presença de assimetrias nos objetivos gera respostas não-lineares da taxa de juros à inflação e hiato do produto, nós averiguamos se as preferências do *policymaker* são simétricas testando a hipótese nula de linearidade da função de reação. Além disso, nós estimamos os parâmetros de assimetrias nas preferências do Banco Central e testamos se estes coeficientes são estatisticamente significativos.

Várias pesquisas na literatura nacional buscam estimar funções de reação para a política monetária.<sup>3</sup> Embora uma menor parcela desses trabalhos avalie não-linearidades na função de reação, apenas Aragón e Portugal (2010) procuram verificar se há assimetrias nas preferências do Banco Central brasileiro. O presente trabalho avança em relação à Aragón e Portugal (2010) em dois pontos. Primeiro, nós consideramos assimetrias nas preferências do *policymaker* e derivamos a regra monetária ótima tomando como base um modelo macroeconômico para uma pequena economia aberta. Segundo, nós seguimos Bai e Perron (1998, 2003) e realizamos testes de quebra estrutural para os parâmetros das funções de reação não-lineares. A análise de mudanças estruturais permite investigar possíveis alterações na forma de condução da política monetária, bem como nos parâmetros de assimetrias das preferências do Banco Central.

Além desta introdução, este trabalho é constituído por quatro seções. A segunda seção apresenta o modelo teórico básico utilizado no estudo, assim como a extensão proposta a esse modelo e a derivação da função de reação ótima da taxa de juros. Na seção 3, nós apresentamos a forma reduzida para a regra de taxa de juros que será estimada a fim de testar a existência de assimetrias nos objetivos da autoridade monetária. A quarta seção apresenta os resultados obtidos nas estimações, assim como a análise dos mesmos. A quinta seção traz as conclusões finais da pesquisa.

## **2 O Modelo Teórico**

### **2.1 A Estrutura da Economia para uma Economia Fechada**

O modelo teórico básico que fundamenta o presente trabalho é apresentado em Surico (2007). O modelo usa a estrutura Novo-Keynesiana analisada por Clarida et al. (1999) e possibilita que a autoridade monetária tenha preferências assimétricas em relação aos seus objetivos ou metas. Em específico, é permitido que a autoridade monetária seja mais avessa a desvios negativos do produto efetivo em relação ao produto potencial e a desvios positivos da taxa de inflação à meta inflacionária. A presença destes tipos de assimetrias é a explicação para possíveis respostas não-lineares da taxa de juros de política monetária às variações na inflação e no produto.

Seguindo Clarida et al. (1999), nós consideramos uma economia cuja evolução pode ser descrita pelas seguintes equações:

---

<sup>3</sup> Ver, por exemplo, Minella et al (2003), Salgado et al (2005), Bueno (2005), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Teles e Brundo (2006), Lima et al. (2007) e Barcellos Neto e Portugal (2007).

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + e_t \quad (1)$$

$$\pi_t = kx_t + \theta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (2)$$

onde  $x_t$  é o hiato do produto (isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial),  $\pi_t$  é a taxa de inflação,  $E_t x_{t+1}$  e  $E_t \pi_{t+1}$  são os valores esperados do hiato do produto e taxa de inflação dependente da informação disponível no período  $t$ ,  $i_t$  é a taxa de juros,  $e_t$  e  $u_t$  são respectivamente um choque de demanda e um choque de custos, e  $\varphi$ ,  $k$  e  $\theta$  são constantes positivas.<sup>4</sup>

A curva IS, dada pela equação (1), é uma versão log-linearizada da equação de Euler para o consumo derivada da decisão ótima das famílias sobre consumo e poupança, após a imposição da condição de *market clearing*. O valor esperado para o hiato do produto mostra que, como as famílias preferem suavizar o consumo ao longo do tempo, a expectativa de um nível mais alto do consumo leva a um aumento do consumo presente, aumentando assim a demanda corrente pelo produto.

Já a curva de Phillips, dada pela equação (2), apreende a característica de preços nominais sobrepostos, onde as empresas possuem uma probabilidade  $\theta$  de manter o preço do produto fixado em qualquer período do tempo (Calvo, 1983). Tendo em vista o fato da probabilidade  $\theta$  ser supostamente constante e independente do tempo decorrido desde o último ajuste, o tempo em média que o preço permanece fixado é dado por  $1/1-\theta$ . A natureza discreta do ajuste de preços resultante deste fato incentiva cada empresa a ajustar um preço mais elevado quanto maior seja a expectativa da inflação futura.

Os choques  $e_t$  e  $u_t$  são dados pelos processos auto-regressivos:

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + \hat{e}_t \quad (3)$$

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

sendo  $0 \leq \rho_e, \rho_u \leq 1$ ,  $\hat{e}_t$  e  $\hat{u}_t$  são variáveis aleatórias com média zero e desvio-padrão  $\sigma_e$  e  $\sigma_u$ , respectivamente.

## 2.2 Objetivos Assimétricos da Autoridade Monetária

Suponha que as decisões de política monetária são tomadas antes da realização dos choques  $e_t$  e  $u_t$ . Assim, condicionado à informação disponível no fim do período anterior, a autoridade monetária procura escolher a taxa de juros corrente  $i_t$  e uma sequência de taxa de juros futuras de forma a minimizar:

$$E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau L_{t+\tau} \quad (5)$$

sujeito a estrutura da economia, dada pelas equações (1) e (2), onde  $\delta$  é o fator de desconto fixado. A função perda no período  $t$  é dada por:

$$L = \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1}{\alpha^2} + \lambda \frac{e^{\gamma x_t} - \gamma x_t - 1}{\gamma^2} + \frac{\mu_i}{2} (i_t - i^*)^2 + \frac{\mu_{\Delta i}}{2} (i_t - i_{t-1})^2 \quad (6)$$

em que  $\pi^*$  é a meta de inflação,  $\lambda$  é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial, e  $\mu_i$  e  $\mu_{\Delta i}$  são os pesos relativos dados à estabilização da taxa de

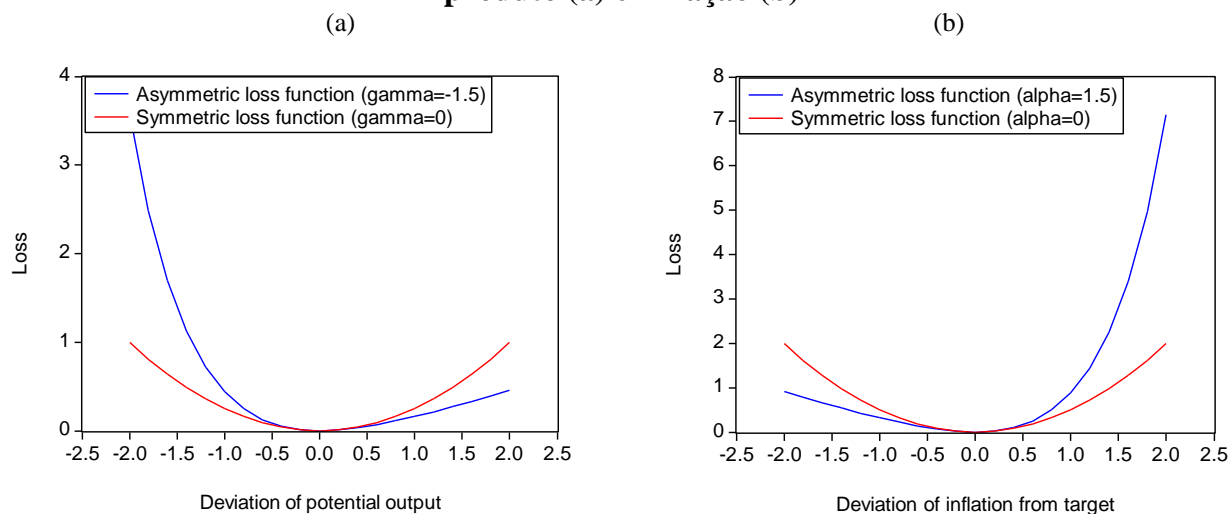
<sup>4</sup> As equações comportamentais agregadas (1) e (2) são derivadas explicitamente do comportamento otimizador de firmas e famílias em uma economia com moeda e rigidez nominal dos preços (Clarida et al., 1999).

juros ao redor de uma meta implícita,  $i^*$ , e da taxa de juros no período t-1,  $i_{t-1}$ .<sup>5</sup> A autoridade monetária é assumida estabilizar a inflação em torno da meta de inflação constante,  $\pi^*$ , manter o hiato do produto fechado a zero e estabilizar a taxa de juros nominal em torno da meta  $i^*$  e da taxa de juros nominal em t-1.

O grande diferencial na expressão (6) é que esta permite ao formulador de política tratar de forma diferenciada os desvios positivos e negativos do produto em relação ao produto potencial e da inflação em relação a sua meta.<sup>6</sup> Como mostra a Figura 1, um valor negativo de  $\gamma$  indica que a perda marginal associada a um hiato do produto negativo é maior que a de um hiato do produto positivo com o mesmo valor absoluto. Isto ocorre porque sempre que o hiato do produto é positivo, o componente exponencial na função perda (6) domina o componente linear, enquanto o oposto é observado sempre que o hiato do produto é negativo. Neste caso, diz-se que a autoridade monetária apresenta uma demanda precaucional por expansão econômica (Cukierman, 2000, 2004).

Um valor positivo de  $\alpha$  mostra que a autoridade monetária tem uma demanda precaucional pela estabilidade dos preços, ou seja, a perda marginal de um desvio positivo da taxa de inflação em relação à sua meta é maior do que a de um desvio negativo do mesmo tamanho (ver Figura 1). Esse comportamento é adequado para descrever um banco central preocupado em estabelecer credibilidade à sua política anti-inflacionária. Apesar disso, é importante destacar que a especificação linex (6) não impede que  $\alpha$  seja negativo, indicando que uma inflação abaixo da meta é mais custosa do que uma inflação acima da meta.

**Figura 1 – Função perda simétrica e assimétrica com relação ao hiato do produto (a) e inflação (b)**



Se  $\gamma$  e  $\alpha$  tendem a zero na equação (6), obtém-se uma função perda simétrica dada por:

<sup>5</sup> A suavização da taxa de juros é justificada por várias razões, tais como: i) presença de incertezas quanto aos valores dos dados e dos coeficientes do modelo macroeconômico; ii) grandes mudanças na taxa de juros poderiam desestabilizar os mercados cambial e financeiro; iii) constantes variações na taxa de juros de curto prazo, mesmo se forem pequenas, provocariam grande efeito sobre a demanda agregada e taxa de inflação. Para uma pesquisa teórica e empírica sobre suavizamento da taxa de juros de política monetária, ver Clarida et al. (1998), Sack (1998), Woodford (1999, 2003) e Sack e Wieland (2000).

<sup>6</sup> A especificação linex, dada pela expressão (6), foi apresentada por Varian (1974) e utilizada primeiramente no estudo de política monetária por Nobay e Peel (1999).

$$L_t = \frac{1}{2} \left[ (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda x_t^2 + \mu_i (i_t - i^*)^2 + \mu_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \quad (7)$$

A resolução da otimização (5) com a função perda assimétrica (6) é dada considerando-se que o formulador de política monetária toma as expectativas das variáveis futuras como dadas e escolhe a taxa de juros corrente em cada período. Como não há persistência endógena na inflação e hiato do produto, o problema de otimização intertemporal pode ser reduzido a uma seqüência de problemas de otimização estática. Logo, tomando a condição de primeira ordem e resolvendo para  $i_t$ , temos:

$$i_t = (1 - \rho_1) \left\{ i^* + c_1 E_{t-1} \left[ \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - 1}{\alpha} \right] + c_2 E_{t-1} \left[ \frac{e^{\gamma x_t} - 1}{\gamma} \right] \right\} + \rho_1 i_{t-1} \quad (8)$$

sendo

$$c_1 = \frac{k\varphi}{\mu_i}; \quad c_2 = \frac{\lambda\varphi}{\mu_i}; \quad \rho_1 = \frac{\mu_{\Delta i}}{\mu_i + \mu_{\Delta i}}. \quad (9)$$

A partir da equação (8), observa-se que a taxa de juros nominal ótima no período  $t$  reage de forma não-linear à inflação e ao hiato do produto no período  $t$ . Visto que  $c_1$  e  $c_2$  são ambos positivos, a autoridade monetária aumenta a taxa nominal de juros em resposta a elevações tanto na taxa de inflação esperada como no hiato do produto esperado.

Quando  $\gamma$  e  $\alpha$  tendem a zero, utilizando a regra de L' Hospital, tem-se a seguinte forma reduzida para a regra de taxa de juros (8):

$$i_t = (1 - \rho_1) \left[ i^* + c_1 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) + c_2 E_{t-1} x_t \right] + \rho_1 i_{t-1} \quad (10)$$

Neste caso, a taxa de juros de política monetária responde linearmente à taxa de inflação esperada e ao hiato do produto esperado para o período  $t$ .<sup>7</sup> Da comparação entre as equações (8) e (10), nós podemos observar que a presença de assimetrias nos objetivos da autoridade monetária implica diretamente em uma função de reação da taxa de juros que é não-linear. Assim, uma maneira de verificar a hipótese de preferências simétricas é testar a forma funcional da função de reação da autoridade monetária.

### 2.3 Um Modelo para uma Economia Aberta

Uma limitação apresentada pelo modelo da seção anterior refere-se ao fato de não considerar prováveis influências da taxa de câmbio sobre a taxa de inflação e o hiato do produto, além dos efeitos gerados por variações na taxa de juros sobre a taxa de câmbio. Isto, porém, contradiz o comportamento atual do Banco Central do Brasil, que considera a taxa de câmbio um mecanismo importante na transmissão da política monetária (Bogdanski et al., 2000; Muinhos et al., 2002).

Diante disso, nós seguimos Walsh (2003) e Galí (2008) e ampliamos o modelo teórico básico acrescentando a taxa de câmbio nas curvas que representam à estrutura da economia. Assim, as curvas IS e de Phillips incluindo a taxa de câmbio são dadas por:

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + \varphi_1 s_t + e_t \quad (11)$$

$$\pi_t = kx_t + \theta_1 E_t \pi_{t+1} - \theta_1 \vartheta E_t (\Delta s_{t+1}) + \vartheta \Delta s_t + u_t \quad (12)$$

<sup>7</sup> Este tipo de regra de taxa de juros tem sido analisado por Rudebusch (2002) e Clarida et al. (2000).

onde  $s_t$  é o logaritmo natural da taxa de câmbio real;  $\mathcal{G} = \psi/1 - \psi$  (com  $0 \leq \psi \leq 1$ ); e  $1-\psi$  é a participação dos preços domésticos no índice nacional de preços ao consumidor.

Na determinação da depreciação esperada da taxa de câmbio em (12),  $E_t(\Delta s_{t+1})$ , nós utilizamos a paridade descoberta da taxa de juros (*Uncovered Interest Rate Parity* - UIP) expressa, em termos nominais, por:

$$q_t = E_t(q_{t+1}) - (i_t - i_t^f) + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

sendo  $q_t$  a taxa de câmbio nominal,  $i_t^f$  a taxa de juros externa e  $\varepsilon_{1t}$  o termo de erro. Da definição de taxa de câmbio real, tem-se que:

$$q_t = s_t - p_t^f + p_t \quad (14)$$

onde  $p_t^f$  e  $p_t$  são, respectivamente, o nível de preço externo e doméstico. Substituindo (14) em (13) e isolando a taxa real de câmbio, tem-se:

$$E_t(\Delta s_{t+1}) = E_t(\pi_{t+1}^f) - E_t(\pi_{t+1}) + i_t - i_t^f - \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

onde o termo  $E_t(\Delta s_{t+1})$  corresponde a expectativa da variação da taxa de câmbio real no período  $t+1$ ,  $E_t(\pi_{t+1}^f) = E_t(p_{t+1}^f - p_t^f)$  refere-se a expectativa de inflação externa para o período  $t+1$  e  $E_t(\pi_{t+1}) = E_t(p_{t+1} - p_t)$  é a expectativa de inflação doméstica para o período  $t+1$ . Supondo que a taxa de juros externa no período  $t$  e a expectativa de inflação externa para o período  $t+1$  são iguais a zero, nós podemos expressar (15) da seguinte forma:

$$E_t(\Delta s_{t+1}) = i_t - E_t\pi_{t+1} - \varepsilon_{1t} \quad (16)$$

Substituindo a expressão (16) em (12), a curva de Phillips é dada por:

$$\pi_t = kx_t + (1 + \mathcal{G})\theta_1 E_t\pi_{t+1} + \mathcal{G}\Delta s_t - \theta_1 \mathcal{G}i_t + \eta_t \quad (17)$$

em que  $\eta_t = u_t + \theta_1 \mathcal{G}\varepsilon_{1t}$  é um termo de erro.

Considerando a inclusão da taxa de câmbio nas curvas IS e Phillips e minimizando a função perda dada pela equação (6), sujeita as expressões (11) e (17), tem-se a seguinte especificação para a função de reação do banco central:

$$i_t = (1 - \rho_1) \left\{ i^* + c_1 E_{t-1} \left[ \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - 1}{\alpha} \right] + c_2 E_{t-1} \left[ \frac{e^{\gamma x_t} - 1}{\gamma} \right] \right\} + \rho_1 i_{t-1} \quad (18)$$

onde

$$c_1 = \frac{k\varphi + \theta_1 \mathcal{G}}{\mu_i}; \quad c_2 = \frac{\lambda\varphi}{\mu_i}; \quad \rho_1 = \frac{\mu_{\Delta i}}{\mu_i + \mu_{\Delta i}}. \quad (19)$$

Através da derivação da especificação (18), observa-se uma diferença do parâmetro  $c_1$  em (19) em relação ao apresentado em (9), que corresponde à presença de termos positivos que refletem, embora não explicitamente, a influência da taxa de câmbio sobre a inflação. Em específico, pode-se verificar que através do acréscimo dos parâmetros  $\theta_1$  e  $\mathcal{G}$  em  $c_1$ , a taxa de juros passa a reagir mais fortemente a desvios da inflação em relação à meta.

### 3. Modelo Empírico

#### 3.1 Forma Reduzida da Função de Reação do Banco Central

Nesta seção, nós derivamos a forma reduzida para a regra de taxa de juros que será estimada com a finalidade de testar a existência de assimetrias na função perda do Banco Central brasileiro no período de metas inflacionárias. Como destacado por Surico (2007), os procedimentos de estimação do modelo e de teste da hipótese nula de preferências simétricas ( $H_0: \gamma = \alpha = 0$ ) são complicados em razão da indeterminação de importantes parâmetros e da presença de parâmetros de incômodo (*nuisance parameters*) não-identificados sob a hipótese nula. Por exemplo, se  $\gamma = \alpha = 0$ , então os coeficientes relacionados à taxa de inflação e ao hiato do produto na função de reação (18) são indeterminados. Adicionalmente, quando  $\alpha = 0$ , a meta inflacionária é um parâmetro de incômodo não-identificado, implicando que a teoria estatística convencional não está disponível para obter a distribuição assintótica dos testes estatísticos sob a hipótese nula (Luukkonen et al., 1988; van Dijk et al., 2002).

Para resolver esses problemas, nós seguimos a sugestão dada por Luukkonen et al. (1988) que consiste em linearizar os termos exponenciais em (18) através de uma expansão de Taylor de segunda ordem ao redor de  $\pi_t - \pi^* = 0$  e  $x_t = 0$ . Fazendo isto, obtém-se a seguinte especificação para a regra de política monetária:

$$i_t = (1 - \rho_1) \left[ c_0 + c_1 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) + c_2 E_{t-1} x_t + c_3 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*)^2 + c_4 E_{t-1} x_t^2 \right] + \rho_1 i_{t-1} + \frac{\zeta_t}{\mu_i} \quad (20)$$

onde

$$c_0 = i^*; \quad c_1 = \frac{k\varphi + \theta_1 \vartheta}{\mu_i}; \quad c_2 = \frac{\lambda\varphi}{\mu_i}; \quad c_3 = \frac{\alpha(k\varphi + \theta_1 \vartheta)}{2\mu_i}; \quad c_4 = \frac{\lambda\varphi\gamma}{2\mu_i}; \quad \rho_1 = \frac{\mu_{\Delta i}}{\mu_i + \mu_{\Delta i}} \quad (21)$$

$\frac{\zeta_t}{\mu_i}$  é o resto da expansão de Taylor.

Para chegarmos à especificação final da função de reação estimada neste trabalho, nós consideramos duas modificações à equação (20). Primeiro, nós introduzimos a taxa de juros nominal em  $t-2$  para precaver-se de possíveis problemas de autocorrelação serial.<sup>8</sup> A segunda modificação é a substituição dos valores esperados pelos realizados para inflação e hiato do produto. Realizando essas alterações na especificação (20), obtém-se a seguinte função de reação:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2) \left[ c_0 + c_1 (\pi_t - \pi^*) + c_2 x_t + c_3 (\pi_t - \pi^*)^2 + c_4 x_t^2 \right] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (22)$$

onde

$$v_t \equiv -(1 - \rho_1 - \rho_2) \left\{ c_1 (\pi_t - E_{t-1} \pi_t) + c_2 (x_t - E_{t-1} x_t) + c_3 [(\pi_t - \pi^*)^2 - E_{t-1} (\pi_t - \pi^*)^2] + c_4 [x_t^2 - E_{t-1} (x_t)^2] \right\} + \frac{\zeta_t}{\mu}$$

é o termo de erro.

Duas importantes características da função de reação (22) podem ser destacadas. A primeira delas é que a hipótese de simetria nos objetivos da autoridade monetária pode ser testada a partir da estimação dos coeficientes  $c_i$ 's. É fácil verificar que a imposição da restrição  $\gamma = \alpha = 0$  equivale a  $c_3 = c_4 = 0$ . Logo, testar a hipótese nula de simetria nas preferências do banco central,  $H_0: \gamma = \alpha = 0$ , é equivalente a testar hipótese

<sup>8</sup> Este procedimento também foi adotado por Barcellos Neto e Portugal (2007), Lima et al. (2007) e Aragón e Portugal (2010).



nula de linearidade, isto é,  $H_0: c_3 = c_4 = 0$ .<sup>9</sup> A significância estatística das restrições colocadas por  $H_0$  é verificada através do teste de Wald. Sob  $H_0$ , a estatística de teste de Wald tem aproximadamente uma distribuição  $\chi^2$  com  $r$  graus de liberdade, onde  $r$  é o número de restrições impostas. A segunda característica é que a forma reduzida da regra de política monetária permite obter estimativas para os valores dos parâmetros de assimetria na função perda, tendo em vista que  $\alpha = 2c_3/c_1$  e  $\gamma = 2c_4/c_2$ .

Além da especificação (22), nós estimamos cinco especificações alternativas a fim de tornar o modelo empírico mais adequado à condução da política monetária brasileira no atual regime de metas de inflação. Primeiramente, nós consideramos um desvio da suposição original de que meta de inflação é constante. Esta modificação é necessária visto que, no período de 1999-2004, as metas de inflação, estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), mudaram anualmente. Posto isto, a especificação com meta de inflação variando no tempo é dada por:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2) \left[ c_0 + c_1 (\pi_t - \pi_t^*) + c_2 x_t + c_3 (\pi_t - \pi_t^*)^2 + c_4 x_t^2 \right] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (23)$$

Na segunda especificação alternativa, nós consideramos que o Banco Central reaja a desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação. Visto que, no regime de metas inflacionárias brasileiro, a meta para a inflação no ano  $T$  e  $T+1$  são conhecidas pelo *policymaker* no início do ano  $T$ , é plausível supor que as ações de política monetária são tomadas com base no desvio da inflação esperada em relação à meta para os anos corrente e subsequente. Diante disso, nós seguimos a sugestão de Minella et al. (2003) e utilizamos a variável  $Dj_t$ , que é uma média ponderada do desvio da inflação esperada para o ano  $T$  e  $T+1$  em relação às respectivas metas de inflação, ou seja:

$$Dj_t = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*) \quad (24)$$

onde  $j$  é um índice do mês,  $E_j \pi_T$  é a expectativa inflacionária no mês  $j$  para o ano  $T$ ,  $E_j \pi_{T+1}$  é a expectativa inflacionária no mês  $j$  para o ano  $T+1$ ,  $\pi_T^*$  é meta de inflação para o ano  $T$  e  $\pi_{T+1}^*$  é a meta de inflação para o ano  $T+1$ . A função de reação não-linear com a variável  $Dj_t$  é expressa por:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2) (c_0 + c_1 Dj_t + c_2 x_t + c_3 Dj_t^2 + c_4 x_t^2) + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (25)$$

Finalmente, nós consideramos funções de reação não-lineares em que a taxa de juros reage ao hiato do produto no período  $t-2$  e ao desvio da inflação em relação à meta no período  $t-1$ . Esta suposição é justificada pelo fato de que os dados mensais sobre a inflação e atividade econômica só estão disponíveis a autoridade monetária com uma defasagem de 1 e de 2 períodos, respectivamente. Diante disso, nós estimamos as seguintes especificações:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2) \left[ c_0 + c_1 (\pi_{t-1} - \pi^*) + c_2 x_{t-2} + c_3 (\pi_{t-1} - \pi^*)^2 + c_4 x_{t-2}^2 \right] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (26)$$

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2) \left[ c_0 + c_1 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + c_2 x_{t-2} + c_3 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)^2 + c_4 x_{t-2}^2 \right] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (27)$$

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2) (c_0 + c_1 Dj_t + c_2 x_{t-2} + c_3 Dj_t^2 + c_4 x_{t-2}^2) + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (28)$$

<sup>9</sup> O poder do teste que se baseia na função de reação (22) depende da constatação de que  $c_1$  e  $c_2$  são estatisticamente diferentes de zero porque é possível não rejeitar a hipótese nula de linearidade em razão desses coeficientes serem iguais à zero.

## 4 Resultados

### 4.1 Descrição dos Dados

Para as estimações das funções de reação não-lineares do Banco Central apresentadas na seção 3, foram consideradas séries mensais para o período compreendido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010. As séries foram obtidas dos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Banco Central do Brasil. A variável dependente,  $i_t$ , é a taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada. Esta variável tem sido utilizada como o principal instrumento da política monetária sob o sistema de metas inflacionárias.

A taxa de inflação,  $\pi_t$ , é a inflação acumulada nos últimos dozes meses, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).<sup>10</sup> Para a especificação que inclui o desvio da inflação em relação a uma meta constante, nós utilizamos a média das metas anuais para a inflação.<sup>11</sup> No caso onde as metas de inflação são consideradas tempo-variante, nós interpolamos as metas anuais para obter a série com frequência mensal.

A variável  $Dj_t$  presente nas especificações (25) e (28) é construída a partir das metas de inflação estabelecidas para os anos T e T+1, e da série de expectativas de inflação obtida da pesquisa que o Banco Central realiza junto às instituições financeira e empresas de consultoria. Nesta pesquisa, pede-se que as firmas respondam qual é a inflação que elas esperam para os anos T ( $E_j\pi_T$ ) e T+1 ( $E_j\pi_{T+1}$ ).

O hiato do produto ( $x_t$ ) é mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente ( $y_t$ ) e o produto potencial ( $yp_t$ ), isto é,  $x_t = 100(y_t - yp_t)/yp_t$ . Aqui, um importante problema surge porque o produto potencial é uma variável não-observada e, por isso, deve ser estimado. Diante disso, nós obtemos a variável *proxy* para o produto potencial através do filtro Hodrick-Prescott (HP).

Antes de proceder com as estimações das funções de reação, nós realizamos testes ADF para verificar a estacionaridade das variáveis. Nós selecionamos o número ótimo de termos de diferença defasados a serem incluídos em cada regressão,  $k$ , com base no critério de informação Schwarz. A ordem auto-regressiva máxima considerada foi igual a 12. Para o desvio da inflação em relação a uma meta variável ( $\pi_t - \pi_t^*$ ) e para as variáveis  $Dj_t$  e  $(Dj_t)^2$ , os testes foram realizados incluindo uma constante. Para a taxa Selic e para o desvio da inflação em relação a uma meta constante, os testes foram realizados considerando uma constante e uma tendência linear.

A Tabela 1 mostra que os testes ADF rejeitam, a um nível de significância de 10%, as hipóteses nulas de que as variáveis nas funções de reação não-lineares não são estacionárias.

---

<sup>10</sup> O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e é o índice de preços utilizado pelo CMN como referência para o regime de metas de inflação.

<sup>11</sup> Em todos os anos com exceção de 2003, nós usamos as metas centrais para a inflação determinadas pelo CMN. No ano de 2003, a meta utilizada foi àquela ajustada pelo Banco Central (8,5%).

Tabela 1: Teste de raiz unitária ADF: 2000:01-2010:12

Variável	ADF		Regressores Exógenos
	$k$	$t_\alpha$	
$i_t$	1	-4,05*	c,t
$x_t$	1	-3,91*	-
$x_t^2$	0	-4,34*	-
$\pi_t - \pi^*$	1	-3,21***	c,t
$(\pi_t - \pi^*)^2$	3	-3,59*	-
$\pi_t - \pi_t^*$	1	-3,27**	c
$(\pi_t - \pi_t^*)^2$	1	-3,52*	-
$Dj_t$	0	-2,96**	c
$Dj_t^2$	0	-6,14*	c

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%.

## 4.2 Funções de Reação Estimadas

Primeiramente, nós estimamos as funções de reação (22), (23) e (25) usando o Método dos Momentos Generalizados (GMM) com a matriz ótima de ponderação que leva em conta possível heterocedasticidade e autocorrelação serial nos resíduos (Hansen, 1982).<sup>12</sup> Na prática, nós utilizamos o método proposto por Newey e West (1987) com três defasagens para estimar a matriz de variância e covariância. O conjunto das variáveis instrumentais inclui um termo constante, as defasagens (-3) e (-4) da taxa Selic, e quatro defasagens do hiato do produto, do desvio da taxa de inflação em relação à meta, do quadrado do hiato do produto e do quadrado do desvio da taxa de inflação em relação à meta. Estes instrumentos implicam em 12 restrições de sobre-identificação. Nós testamos a validade destas restrições através do teste  $J$  de Hansen (1982).

Os resultados das estimações são apresentados na Tabela 2 (os erros-padrões estão entre parêntese). As especificações (22), (23) e (25) referem-se, respectivamente, às especificações com a meta de inflação fixada, com a meta de inflação variável e com desvio da inflação esperada em relação à meta de inflação. De início, nós podemos observar que, para a especificação (22), a estimativa do parâmetro  $c_3$ , o qual mensura a resposta da taxa Selic ao quadrado do desvio da inflação corrente em relação à meta, apresentou um sinal negativo e estatisticamente significativo. É importante enfatizar que um coeficiente negativo sobre  $\pi_t - \pi^*$  indica que a redução da taxa Selic em resposta a uma diminuição da inflação em relação à meta de um dado tamanho é maior do que o aumento desta taxa de juros causado por uma elevação no desvio da inflação de mesma magnitude. Quando consideramos o desvio da inflação corrente ou da inflação esperada em relação a uma meta de inflação tempo-variante, não pudemos verificar nenhum indício de não-linearidade na resposta do instrumento de política monetária a essas variáveis.

<sup>12</sup> A utilização do método GMM é justificada em razão dos regressores endógenos, ou seja, correlacionados com os erros.

Tabela 2: Estimativas das funções de reação (22), (23) e (25)

Parâmetros	Especificações		
	(22)	(23)	(25)
$c_0$	12,46* (1,58)	10,77* (1,67)	8,478* (2,24)
$c_1$	4,171* (1,38)	3,920** (1,56)	9,438** (0,05)
$c_2$	0,731 <sup>n.s</sup> (0,59)	1,761** (0,83)	1,482*** (0,86)
$c_3$	-0,318** (0,14)	-0,168 <sup>n.s</sup> (0,12)	0,885 <sup>n.s</sup> (0,97)
$c_4$	0,043 <sup>n.s</sup> (0,08)	-0,204** (0,08)	-0,024 <sup>n.s</sup> (0,04)
$\rho_1$	1,580* (0,07)	1,290* (0,14)	1,404* (0,05)
$\rho_2$	-0,597* (0,06)	-0,316** (0,13)	-0,424* (0,05)
$R^2 - ajustado$	0,994	0,989	0,994
$W(2) - prob$	0,075	0,049	0,390
$J(12) - prob$	0,541	0,331	0,254

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s</sup> Não-significativo.

Em razão da estrutura não-linear da especificação (22), a resposta do instrumento de política monetária a desvios da inflação corrente em relação à meta inflacionária é dada por:

$$\frac{\partial i}{\partial(\pi - \pi^*)} = c_1 + 2c_3 E(\pi - \pi^*) \quad (29)$$

onde  $E(\cdot)$  indica a média amostral. Usando esta expressão e os valores dos coeficientes apresentados na Tabela 2, nós estimamos que a resposta da taxa Selic a um desvio da inflação em relação à meta foi igual a 3,60. Isto indica que a regra de taxa de juros não-linear satisfaz o princípio de Taylor (1993). Já para as especificações (23) e (25), onde não se constatou evidências de não-linearidade, as respostas da taxa de juros as variáveis  $\pi_t - \pi_t^*$  e  $Dj_t$  foram 3,92 e 9,44, respectivamente. A reação mais forte da política monetária à inflação esperada está em linha com os resultados obtidos por Holland (2005), Soares e Barbosa (2006) e Aragón e Portugal (2010), e deixa evidente a natureza *forward-looking* das decisões do Banco Central.

Em geral, a reação da taxa de juros ao hiato do produto, medida pelo parâmetro  $c_2$ , foi significativa a 10%. O coeficiente sobre o quadrado do hiato do produto,  $c_4$ , não se mostrou estatisticamente diferente de zero em dois dos três modelos estimados. Isto indica que não há forte evidência empírica a favor de uma resposta não-linear do instrumento de política monetária ao hiato do produto.

As duas últimas linhas da Tabela 2 mostram os *p-values (prob)* para a hipótese conjunta de preferências simétricas e para a hipótese da validade das restrições de sobre-identificação. Apenas para a especificação (25), a hipótese de uma função de reação linear não é rejeitada a um nível de significância de 10%. Os resultados do teste  $J$  indicam que as restrições de sobre-identificação não podem ser rejeitadas para um nível de significância de 10%.

A Tabela 3 reporta as estimativas dos parâmetros de assimetrias nas preferências da autoridade monetária. Os coeficientes foram descobertos a partir das expressões  $\alpha = 2c_3/c_1$  e  $\gamma = 2c_4/c_2$ . Os erros-padrões foram calculados usando o método delta

(Greene, 2000). Nós podemos observar que, em geral, os coeficientes medindo a assimetria nas preferências sobre o hiato do produto,  $\gamma$ , não foram estatisticamente diferentes de zero. Em contraposição, os valores do parâmetro de assimetria da preferência sobre a inflação,  $\alpha$ , apresentaram um sinal negativo e foram estatisticamente significativos para as especificações (22) e (23). Isto sugere que desvios negativos da inflação em relação à meta de um dado tamanho geram uma maior perda para autoridade monetária brasileira do que os desvios positivos de mesma magnitude.

Tabela 3: Estimativas para as preferências assimétricas

Parâmetros	Especificações		
	(22)	(23)	(25)
$\alpha$	-0,153* (0,03)	-0,086** (0,04)	0,188 <sup>n.s.</sup> (0,22)
$\gamma$	0,118 <sup>n.s.</sup> (0,18)	-0,231** (0,11)	-0,033 <sup>n.s.</sup> (0,07)

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. <sup>n.s.</sup> Não-significativo.

Na Tabela 4, nós apresentamos as estimativas das funções de reação (26)-(28), em que o instrumento de política monetária depende do desvio da inflação em relação à meta no período t-1 e do hiato do produto no período t-2. Em razão da existência de *outliers*, duas variáveis *dummies*,  $D02$  (=1 para 2002:10 e 0, caso contrário) e  $D03$  (=1 para 2003:09 e 0, caso contrário), foram adicionadas em todas as especificações.<sup>13</sup> Inicialmente, nós estimamos as regras de política monetária por mínimos quadrados ordinários (MQO). Como o teste ARCH indicou fortes problemas de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, nós estimamos as funções de reação supondo que a variância condicional dos termos de erros segue um processo ARMA( $p,q$ ), onde  $p$  é a ordem da parte auto-regressiva e  $q$  é a ordem da parte de médias móveis. A última linha da Tabela 4 mostra as ordens  $p$  e  $q$  dos modelos GARCH estimados por máxima verossimilhança (MV).

Os resultados encontrados são semelhantes àqueles apresentados nas Tabelas 2 e 3. As estimativas para o parâmetro de assimetria nas preferências sobre o hiato do produto,  $\gamma$ , não são estatisticamente diferente de zero, enquanto que o coeficiente medindo a assimetria nas preferências sobre os desvios da inflação em relação meta,  $\alpha$ , é negativo e significativo em duas das três especificações consideradas. Isso está em consonância com Aragón e Portugal (2010) e sugere que o Banco Central brasileiro tem sido mais avesso a uma inflação abaixo da meta do que acima da meta. É importante destacar que esse comportamento é oposto ao esperado por uma autoridade monetária que está mais preocupada em engendrar credibilidade à sua política desinflacionaria.

<sup>13</sup> As observações *outliers* foram detectadas tomando como base o critério  $|\hat{\epsilon}_t| > 3\hat{\sigma}$ .

Tabela 4: Estimativas das funções de reação (26), (27) e (28)

Parâmetros	Especificações		
	(26)	(27)	(28)
$c_0$	13,24* (0,90)	12,26* (1,83)	11,67* (0,88)
$c_1$	2,464* (0,56)	2,402** (0,13)	5,618* (1,20)
$c_2$	0,830*** (0,47)	2,078** (1,05)	0,827** (0,37)
$c_3$	-0,158* (0,06)	-0,175 <sup>n.s</sup> (0,13)	0,250 <sup>n.s</sup> (0,19)
$c_4$	-0,035 <sup>n.s</sup> (0,03)	-0,022 <sup>n.s</sup> (0,05)	-0,019 <sup>n.s</sup> (0,03)
$\rho_1$	1,631* (0,04)	1,660* (0,04)	1,556* (0,05)
$\rho_2$	-0,658* (0,04)	-0,673* (0,04)	-0,583* (0,05)
$D02$	72,19* (21,18)	162,5** (76,61)	48,06* (13,2)
$D03$	-41,33* (34,60)	-94,72** (43,07)	-39,82 <sup>n.s</sup> (65,29)
$\alpha$	-0,128* (0,02)	-0,146** (0,06)	0,089 <sup>n.s</sup> (0,08)
$\gamma$	0,086 <sup>n.s</sup> (0,11)	-0,021 <sup>n.s</sup> (0,06)	-0,047 <sup>n.s</sup> (0,09)
$R^2 - \text{ajustado}$	0,996	0,996	0,997
$W(2) - \text{prob}$	0,008	0,383	0,287
$LB(4) - \text{prob}$	0,823	0,810	0,977
$ARCH(4) - \text{prob}$	0,971	0,897	0,632
$JB - \text{prob}$	0,651	0,642	0,840
$GARCH(p,q)$	0,1	0,1	1,1

Notas: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s</sup> Não significativo. LB(4) refere-se a estatística Ljung-Box para autocorrelação serial até a quarta ordem. ARCH(4) refere-se a estatística LM-ARCH para heterocedasticidade condicional auto-regressiva até a quarta ordem. JB refere-se à estatística Jarque-Bera.

### 4.3 Testes de Mudanças Estruturais para as Funções de Reação Estimadas

A concavidade da regra monetária com relação à inflação pode ser decorrente de decisões de política tomadas em momentos de choques de oferta e de dominância fiscal.<sup>14</sup> Para verificar isso, Aragón e Portugal (2010) estimaram funções de reação para um período de maior estabilidade (2004 a 2007) e não encontraram nenhuma evidência de preferências assimétricas do Banco Central. Isso sugere a existência de uma possível quebra estrutural nos parâmetros da função de reação e, conseqüentemente, nos coeficientes de assimetrias nas preferências da autoridade monetária.<sup>15</sup> Entretanto, é

<sup>14</sup> A crise energética de 2001 pode ser considerada como o principal choque de oferta pós-2000. Com relação à dominância fiscal, Blanchard (2004) apresenta evidências empíricas a favor da existência desse fenômeno na economia brasileira durante o último trimestre de 2002. Em qualquer uma dessas ocasiões, é possível que o Banco Central tenha adotado uma postura mais gradualista de combate à inflação do que a esperada por um *policymaker* com preferência assimétrica em favor de uma inflação abaixo da meta.

<sup>15</sup> Outras evidências de mudanças nos parâmetros da função de reação do Banco Central são apresentadas por Barcellos Neto e Portugal (2007) e Lima et al. (2007).

importante destacar que Aragón e Portugal (2010) escolhem o período da mudança de regime e não empregam nenhum teste estatístico de quebra estrutural.

Neste trabalho, nós realizamos o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003) para investigar a existência de possíveis mudanças na regra monetária e nos parâmetros de assimetrias das preferências do Banco Central. Esse procedimento econométrico permite estimar o número e a época de possíveis mudanças estruturais ocorridas na regra monetária através da realização de testes de quebras sequenciais com datas desconhecidas.

Inicialmente, nós testamos a existência de uma quebra estrutural para as especificações (22), (23) e (25). Embora os resultados apontem para mudanças nos parâmetros, as estimativas GMM foram bastante divergentes entre as especificações analisadas.<sup>16</sup> Uma explicação para essa constatação está no fato de que estimadores GMM podem ser fortemente viesados e amplamente dispersos em pequenas amostras (Tauchen, 1986; Fuhrer et al, 1995; Andersen e Sørensen, 1996). Diante disso, nós realizamos os testes de quebra estrutural e analisamos as suas implicações apenas para as especificações (26)-(28) que podem ser estimadas por MQO ou MV, pois não contêm variáveis explicativas endógenas.

Os resultados dos testes de mudanças estruturais e as estimativas das datas das quebras (com o intervalo de confiança de 95% entre parêntese) são apresentados nas duas últimas linhas da Tabela 5.<sup>17</sup> Seguindo Bai e Perron (2003), nós usamos o teste  $\sup F(I/0)$  para testar a hipótese nula de ausência de quebra ( $m = 0$ ) contra a hipótese alternativa de  $m = 1$  quebra. Para as três especificações da função de reação, o teste  $\sup F(I/0)$  rejeita a hipótese nula de inexistência de uma quebra para um nível de significância de 1%. Em relação ao período da quebra, os resultados obtidos para as especificações (26) e (28) sugerem uma mudança na regra monetária no terceiro trimestre de 2003, enquanto que, para a especificação (27), a quebra estrutural ocorreu em julho de 2005.

As estimativas para os coeficientes  $c_i$ 's,  $i = 1,2,3,4$ , revelam importantes mudanças na condução da política monetária. Com exceção da especificação (27), os valores para  $c_1$  e  $c_3$  mostram que o Banco Central passou a reagir mais fortemente a desvios da inflação (corrente e esperada) em relação à meta após 2003. Usando a expressão (29), nós verificamos que as respostas da taxa Selic as variáveis  $\pi_t - \pi^*$  e  $Dj_t$  aumentaram de 1,79 para 2,19, e de 3,93 para 5,95, respectivamente. Em adição, as estimativas obtidas para  $c_2$  indicaram que a política monetária também se tornou mais sensível às variações no hiato do produto após o período da quebra.

Em relação ao coeficiente medindo a assimetria na preferência sobre a estabilização da inflação,  $\alpha$ , as evidências encontradas para especificação com meta de inflação constante apontaram para um aumento da assimetria em favor de uma inflação acima da meta, enquanto que não se pôde rejeitar a hipótese nula de preferências simétricas para a especificação com uma meta de inflação variável. Já para a especificação com a variável  $Dj_t$ , comumente utilizada na literatura nacional sobre regra monetária, os resultados mostraram que o Banco Central brasileiro foi mais avesso a uma inflação abaixo da meta até meados de 2003 e, após esse período, tornou-se avesso a uma inflação acima da meta. Esta constatação sugere que a assimetria nas preferências do Banco Central em favor de uma inflação acima da meta no primeiro subperíodo pode estar relacionada às ações de política monetária tomadas em períodos em que crises

---

<sup>16</sup> Os resultados podem ser disponibilizados depois de requisitados aos autores.

<sup>17</sup> Dado o tamanho da amostra, nós fixamos o número máximo de quebras em 1 e utilizamos uma aparagem de 15%. Para detalhes, ver Bai e Perron (2003).

domésticas e choques externos afetaram fortemente a inflação e as expectativas inflacionárias.

Tabela 5: Estimativas das funções de reação (26), (27) e (28)

Parâmetros	(26)		(27)		(28)	
	2000:01- 2003:07	2003:08- 2010:12	2000:01- 2005:07	2005:08- 2010:12	2000:01- 2003:09	2003:10- 2010:12
$c_0$	11,85* (2,22)	12,58* (0,84)	16,99* (0,36)	9,964* (0,93)	14,14* (1,10)	8,690* (0,93)
$c_1$	3,208** (1,18)	2,705* (0,66)	0,547* (0,19)	0,574 <sup>n.s</sup> (0,69)	5,442* (1,27)	2,244** (1,43)
$c_2$	0,208 <sup>n.s</sup> (0,26)	0,745*** (0,40)	0,118 <sup>n.s</sup> (0,20)	1,127* (0,38)	0,485 <sup>n.s</sup> (0,35)	0,732* (0,26)
$c_3$	-0,182** (0,09)	-0,342** (0,15)	0,012 <sup>n.s</sup> (0,02)	-0,063 <sup>n.s</sup> (0,68)	-0,570* (0,19)	6,862* (1,59)
$c_4$	0,043 <sup>n.s</sup> (0,06)	-0,051** (0,03)	-0,020 <sup>n.s</sup> (0,04)	0,004 <sup>n.s</sup> (0,02)	0,004 <sup>n.s</sup> (0,06)	-0,016 <sup>n.s</sup> (0,03)
$\rho_1$	1,489* (0,14)	1,610* (0,05)	1,611* (0,08)	1,368* (0,09)	1,419* (0,13)	1,422* (0,04)
$\rho_2$	-0,643* (0,12)	-0,632* (0,05)	-0,803* (0,08)	-0,402* (0,09)	-0,560* (0,13)	-0,451* (0,03)
$\alpha$	-0,113* (0,01)	-0,253* (0,08)	0,045 <sup>n.s</sup> (0,08)	-0,220 <sup>n.s</sup> (2,37)	-0,210* (0,03)	6,117*** (5,06)
$\gamma$	0,413 <sup>n.s</sup> (0,55)	-0,138 <sup>n.s</sup> (0,13)	-0,330 <sup>n.s</sup> (0,79)	0,008 <sup>n.s</sup> (0,04)	-0,017 <sup>n.s</sup> (0,27)	-0,043 <sup>n.s</sup> (0,09)
$R^2 - \text{ajustado}$	0,986	0,996	0,984	0,997	0,986	0,998
$W(2) - \text{prob}$	0,113	0,025	0,690	0,981	0,013	0,000
$LB(4) - \text{prob}$	0,495	0,138	0,498	0,267	0,212	0,234
$ARCH(4) - \text{prob}$	0,554	0,707	0,181	0,586	0,918	0,378
$JB - \text{prob}$	0,000	0,706	0,004	0,483	0,254	0,954
$GARCH(p,q)$	-	1,2	-	-	-	1,1
$SupF_T(1)$	38,82*		38,03*		39,68*	
$T_J$	03:07 (03:05-03:12)		05:07 (05:06-06:06)		03:09 (03:08-03:10)	

Notas: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s</sup> Não significativo. LB(4) refere-se a estatística Ljung-Box para autocorrelação serial até a quarta ordem. ARCH(4) refere-se a estatística LM-ARCH para heterocedasticidade condicional auto-regressiva até a quarta ordem. JB refere-se à estatística Jarque-Bera.

Por fim, nós observamos que as estimativas para o parâmetro  $\gamma$  não foram estatisticamente diferente de zero em nenhuma das especificações. Isto está em linha com Aragón e Portugal (2010) e indica que a autoridade monetária brasileira não tem apresentado uma preferência assimétrica por um produto acima ou abaixo do produto potencial.

## 5. Conclusão

Neste trabalho, estimamos uma função de reação não-linear para o Banco Central do Brasil de modo a testar assimetrias em seus objetivos com relação ao hiato do produto e desvios da inflação em relação à meta. Para isto, nós fizemos uma extensão do modelo teórico de Surico (2007) para uma economia aberta e obtemos a regra de política monetária ótima para a autoridade monetária considerando que a sua função perda seja potencialmente assimétrica. Visto que a presença de assimetrias nos objetivos gera respostas não-lineares da taxa de juros à inflação e hiato do produto, nós verificamos se as preferências do *policymaker* são simétricas testando a hipótese nula de linearidade da



função de reação. Além disso, nós estimamos os parâmetros de assimetrias nas preferências do Banco Central e testamos se estes coeficientes são estatisticamente significativos.

Do ponto de vista empírico, este trabalho seguiu Bai e Perron (1998, 2003) e implementou testes de quebra estrutural para os parâmetros das funções de reação não-lineares. A análise de mudanças estruturais permitiu verificar possíveis alterações na forma de condução da política monetária, bem como nos parâmetros de assimetrias das preferências do Banco Central.

Os resultados dos testes de mudanças estruturais rejeitaram fortemente a hipótese nula de inexistência de uma quebra. Para duas das três especificações da função de reação, o período estimado para a mudança na regra monetária foi o terceiro trimestre de 2003. Em geral, as estimativas para os coeficientes das funções de reação revelaram que o Banco Central brasileiro passou a reagir mais fortemente a desvios da inflação (corrente e esperada) em relação à meta e ao hiato do produto após 2003.

Os valores estimados para o coeficiente medindo a assimetria na preferência sobre a estabilização da inflação,  $\alpha$ , indicaram distintas mudanças na função perda da autoridade monetária brasileira. Para a especificação da função de reação com uma meta de inflação constante, as estimativas apontaram para um aumento da assimetria em favor de uma inflação acima da meta após a data da mudança estrutural. Já para a especificação com a variável  $Dj_t$ , comumente utilizada na literatura nacional sobre regra monetária, os resultados mostraram que o Banco Central foi mais avesso a uma inflação abaixo da meta até meados de 2003 e, após esse período, tornou-se avesso a uma inflação acima da meta.

Por fim, os resultados mostraram que as estimativas para o parâmetro  $\gamma$  não foram estatisticamente diferentes de zero em nenhuma das especificações. Isso indica que o Banco Central não apresentou uma preferência assimétrica por um produto acima ou abaixo do produto potencial.

## Referências

ANDERSEN, T. G.; SØRENSEN, B. E. GMM estimation of a stochastic volatility model: a Monte Carlo study. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 14, n. 3, 1996.

ARAGON, E. K. da S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos**, v.40, n.2, 2010.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, v. 66, n. 1, 1998.

\_\_\_\_\_. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, 2003.

BARCELLOS NETO, P. C. F. de; PORTUGAL, M. S. **Determinants of monetary policy committee decisions: Fraga vs. Meirelles**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2007. (Texto para Discussão, 11).

BEC, F. et al. Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for the U.S., French and German Central Banks. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 6, n. 2, 2002.

BLANCHARD, O. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2004. (Working Paper, 10389).

BLINDER, A. **Central Banking in Theory and Practice**. Massachusetts: The MIT Press, 1998.

BOGDANSKI, J. et al. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2000. (Trabalhos para Discussão, 1).

BUENO, R. de L. da S. The Taylor Rule under Inquiry: Hidden states. XXVII Encontro Brasileiro de Econometria. **Anais**. Natal, 2005.

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, 1983.

CLARIDA, R. et al. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, v. 42, 1998.

\_\_\_\_\_. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Cambridge**: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7147).

\_\_\_\_\_. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, 2000.

CUKIERMAN, A. **The inflation bias result revisited**. Tel-Aviv University, 2000. Mimeo.

CUKIERMAN, A.; GERLACH, S. The inflation bias revisited: theory and some international evidence. **The Manchester School**, v. 71, n. 5, 2003.

CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. **Do Central Banks have precautionary demands for expansions and for price stability? Theory and evidence**. Tel-Aviv University, 2003. Mimeo.

DOLADO, J. J et al. **Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US**. Université de Montreal: Département de sciences économiques, 2003. (Cahier, 24-2003).

\_\_\_\_\_. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. **European Economic Review**, v. 49, n. 2, 2005.

FUHRER, J. C. et al. Estimating the linear quadratic inventory model: Maximum Likelihood versus Generalized Method of Moments. **Journal of Monetary Economics**, v. 35, n. 1, 1995.

GALÍ, J. **Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework**. New Jersey: Princeton University Press, 2008.

GERLACH, S. **Asymmetric policy reactions and inflation**. Bank for International Settlements. 2000. Mimeo.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4<sup>a</sup> ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. ° 4, 1982.

HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. XXXIII Encontro Nacional de Economia. **Anais**. Natal, 2005.

LIMA, E. C. R. et al. **Monetary policy regimes in Brazil**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2007. (Texto para Discussão, 1285a).

LUUKKONEN, R. P. et al. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. **Biometrika**, v. 75, n. 3, 1988.

MINELLA, A. et al. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalhos para Discussão, 77).

MUINHOS, M. K. et al. **Modelo estrutural com setor externo: endogenização do prêmio de risco e do câmbio**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Trabalhos para Discussão, 42).

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, n° 3, 1987.

NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve. **Economics Letters**. n. 67, n. 2, 2000.

ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. Inflation zone targeting. **European Economic Review**, v. 44, n. 7, 1999.

RUDEBUSCH, G.D. Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 6, 2002.

SACK, B. **Does the Fed act gradually? A VAR analysis**. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998. (Finance and Economics Discussion Series, 17).

SACK, B.; WIELAND, V. Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. **Journal of Economics and Business**, v. 52, n. 1-2, 2000.

SALGADO, M. J. S. et al. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the central bank's reaction function, **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, 2005.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. de H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005.** XXXIV Encontro Nacional de Economia. Anais. Salvador, 2006.

SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, n° 1, 2007.

TAUCHEN, G. Statistical properties of Generalized Method-of-Moments estimators of structural parameters obtained from financial market data. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 4, n. 4, 1986.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, 1993

TELES, V. K.; BRUNDO, M. Medidas de política monetária e a função de reação do Banco Central do Brasil. XXXIV Encontro Nacional de Economia. **Anais**. Salvador, 2006.

van DIJK, D. et al. Smooth transition autoregressive models: a survey of recent development. **Econometric Reviews**, v. 21, n. 1, 2002.

VARIAN, H. R. A Bayesian approach to real estate assessment. In: FEINBERG, S.E.; ZELLNER, A. **Studies in bayesian economics in honour of L. J. Savage**. Amsterdam: North Holland, 1974.

WALSH, C. **Monetary theory and policy**. 2ª ed. Cambridge: the MIT Press, 2003.

WOODFORD, M. **Optimal monetary policy inertia**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7261).

\_\_\_\_\_. Optimal interest-rate smoothing. **The Review of Economics Studies**, v. 70, n. 4, 2003.