

ASSIMETRIAS NAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL EM UMA PEQUENA ECONOMIA ABERTA: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
Professor do PPGE/UFPB
edilean@hotmail.com

Vanessa Galdino Mendes de Farias
Graduada em Ciências Econômicas pela UFPB
vanessa_galdino@hotmail.com

Resumo: Este trabalho busca 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 aos desvios da inflação em relação à meta. Para a consecução desse objetivo, o trabalho toma como base o modelo teórico de Surico (2007), tendo em vista a possibilidade de obter uma regra de política monetária ótima para o Banco Central, considerando que a sua função perda seja assimétrica. Além disso, procura-se estender o modelo proposto por Surico (2007) para uma economia aberta e com metas de inflação variantes no tempo. Os resultados obtidos mostram que as estimativas do parâmetro que mede a assimetria na preferência sobre o desvio da inflação em relação à meta foram negativas e estatisticamente significativas, enquanto que o parâmetro de assimetria do hiato do produto apresentou-se como não-significativo na maioria das estimações. Isto indica, respectivamente, que desvios negativos da inflação em relação à meta provocam uma maior perda para autoridade monetária do que desvios positivos de mesma magnitude e que o Banco Central brasileiro não trata de forma diferente os desvios positivos e negativos do produto em relação ao produto potencial. Vale destacar que os resultados relacionados à inflação contradizem os objetivos de uma autoridade monetária que busca uma política desinflacionária. Porém, esse fato pode ser decorrente de decisões da autoridade monetária em resposta ao choque de oferta que ocorreu no ano de 2001 (crise energética) e a dominância fiscal em 2002, que provocaram uma inflação bem acima da meta nesse período.

Palavras-Chave: Preferências Assimétricas; Função Perda; Regras de Política Monetária.

1. Introdução

Nas últimas duas décadas têm surgido inúmeros trabalhos com a finalidade de representar as ações de política monetária através de funções de reação. Destaca-se como precursor o artigo de Taylor (1993), que serviu como base para várias pesquisas em âmbito internacional e nacional.

Taylor (1993) propôs uma função de reação linear para analisar o comportamento da taxa de fundos federais decididas pelo *Federal Reserve* (Fed).

Considerou como variáveis explicativas desta função o desvio da inflação com relação a sua meta e o hiato do produto, que corresponde à diferença entre o produto efetivo e o produto potencial. Taylor (1993) verificou que um aumento da inflação em relação à meta e do produto efetivo em relação ao potencial provoca elevação da taxa de juros.

A partir da pesquisa de Taylor (1993), diversos trabalhos surgiram com algumas modificações, tais como o apresentado por Clarida et. al (1998) que estimou funções de reação lineares para dois grupos de países: o E3 (França, Itália e Reino Unido) e o G3 (Alemanha, Japão e EUA). Esses autores utilizaram uma especificação *forward-looking*, onde as expectativas futuras da inflação e do hiato do produto são variáveis explicativas da função de reação. É importante destacar que ambos os trabalhos de Taylor (1993) e Clarida et al. (1998) baseiam-se em uma estrutura linear-quadrática, onde assume-se que a função perda da autoridade monetária é quadrática e as curvas que representam a estrutura da economia são lineares.

No entanto, nos últimos anos surgiram duas abordagens teóricas que conflitam com o paradigma linear-quadrático. Inicialmente tem-se o fato de que vários autores abandonaram a suposição de que a estrutura da economia é linear. Dentre estes, destacam-se Orphanides e Wieland (1999) que analisaram regras ótimas de política para uma autoridade monetária que apresenta uma função perda quadrática e uma curva de Phillips zona-linear. Dolado et. al (2005) também apresentaram diferenças com relação ao precursor, na medida em que mostraram as implicações de uma política monetária utilizando uma curva de Phillips não-linear em conjunto com uma função perda quadrática.

Outra abordagem teórica que se desvia da estrutura linear-quadrática é aquela que leva em consideração que os formuladores de política monetária podem apresentar preferências assimétricas em relação aos seus objetivos. Ou seja, é possível que um banco central pese de forma diferenciada desvios positivos e negativos de mesma magnitude, do produto efetivo em relação ao potencial e da inflação em relação a sua meta.

Segundo Cukierman (2000), os formuladores e o público são geralmente mais avessos a desvios negativos do que a desvios positivos do produto efetivo em relação ao potencial. Este fato pode ser explicado pela suposição de que, mesmo em casos em que os bancos centrais são considerados independentes, estes não são absolutamente insensíveis a influências políticas. Além disso, em momentos em que a autoridade

monetária esteja priorizando dar credibilidade a uma política de desinflação, poderá considerar que os desvios positivos da inflação em relação a sua meta impliquem em uma perda maior que um desvio negativo de mesma magnitude.

Logo, tendo em vista o que foi exposto anteriormente, a presente pesquisa 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, o trabalho baseia-se teoricamente no modelo de Surico (2007), tendo em vista a possibilidade de obter uma regra de política monetária ótima para o Banco Central, considerando que a sua função perda seja assimétrica. Adicionalmente, procura-se estender o modelo apresentado por Surico (2007) para uma economia aberta e com metas de inflação variantes no tempo.

Várias pesquisas na literatura nacional buscam estimar funções de reação para a política monetária [ver, por exemplo, Minella et al (2003), Salgado et al (2005), Holland (2005), Lima et al. (2007), Neto e Portugal (2007) e Aragón e Portugal (2010)]. Embora uma menor parcela desses trabalhos considere não-linearidades na função de reação, apenas Aragón e Portugal (2010) procuram verificar se há assimetrias nas preferências do Banco Central brasileiro tomando como base um modelo macroeconômico para uma economia fechada e com metas de inflação constantes. O presente trabalho avança em relação à Aragón e Portugal (2010) na medida em que considera um modelo macroeconômico para uma pequena economia aberta com metas de inflação variantes no tempo.

Além desta introdução, este trabalho é constituído por quatro seções, A segunda seção apresenta o modelo teórico básico utilizado no estudo, assim como as extensões propostas a esse modelo e a derivação da função de reação ótima da taxa de juros. A terceira seção é composta pelo modelo empírico, onde é apresentada a forma reduzida para a função de reação do Banco Central que será utilizada nas estimações com o propósito de testar assimetrias nas preferências da autoridade monetária. A quarta seção apresenta os resultados obtidos nas estimações, assim como análise dos mesmos. A quinta seção traz as conclusões finais da pesquisa.

2. Modelo Teórico

2.1. O Modelo Básico

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.

Considerando a estrutura para a economia apontada por Clarida et. al (1999), tem-se:

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

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

onde x_t é o hiato do produto (isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial), π_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 φ , k e θ são constantes positivas.

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 θ de manter o preço do produto fixado em qualquer período do tempo (Calvo, 1983). Tendo em vista o fato da probabilidade θ 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 σ_e e σ_u , respectivamente.

Condicionado às informações disponíveis no período anterior, o formulador de política monetária procura escolher a taxas de juros corrente e futura de modo 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), sabendo que δ é o fator de desconto fixado. A função perda no período t é dada por:

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

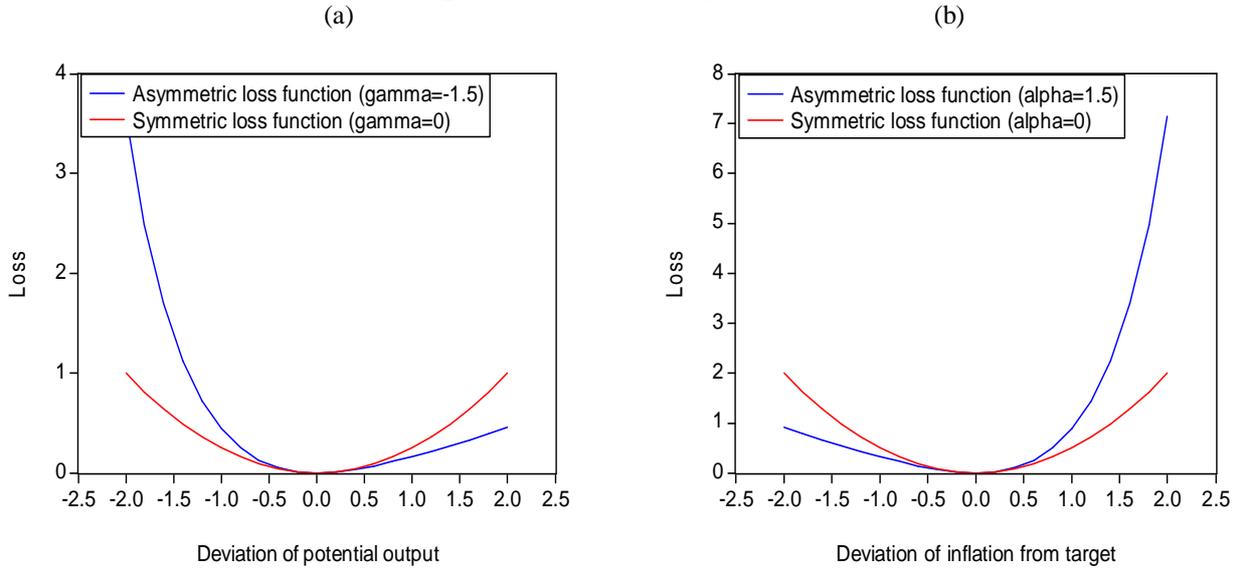
em que π^* é a meta de inflação, λ e μ são, respectivamente, o peso relativo sobre o hiato do produto e sobre o desvio da taxa de juros em relação à meta. O formulador de política monetária assume a responsabilidade de estabilizar a inflação e a taxa de juros em torno de suas metas e manter o hiato do produto igual à zero.

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.¹ Por exemplo, se α é positivo, a perda marginal de um desvio positivo da taxa de inflação em relação à meta é maior do que a de um desvio negativo de mesma magnitude (ver Figura 1). Esse comportamento é adequado para descrever um banco central preocupado em estabelecer credibilidade à sua política anti-inflacionária. Vale ressaltar que a especificação linex não impede que α seja negativo, mostrando que uma inflação abaixo da meta é mais custosa do que uma inflação acima da meta.

¹ 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).

Por sua vez, um valor negativo de γ 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. Neste caso, Cukierman (2000) diz que a autoridade monetária apresenta uma demanda precaucional por expansão econômica.

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



Se γ e α tendem a zero na equação (6), obtém-se uma função perda simétrica dada por:

$$L_t = \frac{1}{2} [\lambda x_t^2 + (\pi_t - \pi^*)^2 + \mu (i_t - i^*)^2] \quad (7)$$

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, dado a condição de primeira ordem e resolvendo para i_t , tem-se:

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

sendo

$$c_1 = \frac{\lambda \varphi}{\mu}; \quad c_2 = \frac{k \varphi}{\mu}. \quad (9)$$

A partir da equação (8), observa-se que a taxa de juros nominal ótica no período t não reage de forma linear à inflação e ao hiato do produto no período t . Quando γ e α tendem a zero, utilizando a regra de L' Hospital, tem-se a seguinte forma reduzida para a regra de taxa de juros (8):

$$i_t = i^* + c_1 E_{t-1} x_t + c_2 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) \quad (10)$$

Logo, considerando que as preferências são simétricas, ou seja, $\gamma=0$ e $\alpha=0$, a resposta da taxa de juros ao hiato do produto e à taxa de inflação esperada no período t tornar-se, neste caso, linear.

2.2 Extensões do Modelo Teórico Básico

2.2.1 Metas de Inflação Variáveis

O modelo apresentado na seção 2.1 apresenta a restrição de que a meta para a inflação é suposta constante. Isto, no entanto, não condiz com a realidade brasileira, tendo em vista que, no regime de metas inflacionárias, essas metas podem ser alteradas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).² Assim, seguindo Ellingsen e Soderstrom (2004), será assumido que a meta para inflação segue um processo auto-regressivo de primeira ordem, expresso por:

$$\pi_t^* = \omega \pi_{t-1}^* + \zeta_t \quad (11)$$

onde π_{t-1}^* é a meta para inflação no período $t-1$ e ζ_t é um distúrbio i.i.d com desvio-padrão σ_ζ .

A função perda no período t é dada agora por:

$$L = \lambda \frac{e^{\gamma x_t} - \gamma x_t - 1}{\gamma^2} + \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi_t^*)} - \alpha(\pi_t - \pi_t^*) - 1}{\alpha^2} + \frac{\mu}{2} (i_t - i^*)^2 \quad (12)$$

onde π_t^* é dada por (11).

Minimizando a função perda (12) sujeita a estrutura da economia, representada pelas expressões (1), (2) e (11), obtêm-se a seguinte especificação para a função de reação para o banco central:

² O CMN alterou as metas de inflação entre os anos de 2000 a 2004.

$$i_t = i^* + c_1 E_{t-1} \left[\frac{e^{\gamma x_t} - 1}{\gamma} \right] + c_2 E_{t-1} \left[\frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi_t^*)} - 1}{\alpha} \right] \quad (13)$$

sendo

$$c_1 = \frac{\lambda \varphi}{\mu}; \quad c_2 = \frac{k \varphi}{\mu} \quad (14)$$

2.2.2 Incluindo a Taxa de Câmbio no Modelo

Outra limitação apresentada pelo modelo da seção 2.1 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, que considera a taxa de câmbio um mecanismo importante na transmissão da política monetária. Segundo Bogdanski et al. (2000) e Muinhos et al. (2002), o Banco Central brasileiro leva em consideração os efeitos sobre o hiato do produto e a taxa de inflação causados por variações na taxa de câmbio.

Sendo assim, seguindo Walsh (2003) e Galí (2008), ampliar-se-á 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:

$$x_t = -\varphi_1 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + \varphi_2 s_t + e_t \quad (15)$$

$$\pi_t = kx_t + \theta_1 E_t \pi_{t+1} - \theta_1 E_t (\Delta s_{t+1}) + \mathcal{G} \Delta s_t + u_t \quad (16)$$

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 (16), $E_t(\Delta s_{t+1})$, utilizou-se a paridade descoberta da taxa de juros (UIP) expressa, em termos nominais, por:

$$q_t = E_t(q_{t+1}) - (i_t - i_t^f) + \varepsilon_{1t} \quad (17)$$

sendo q_t a taxa de câmbio nominal, i_t^f a taxa de juros externa no período t e ε_{1t} o termo de erro. Da definição de taxa de câmbio real, tem-se que:

$$q_t = s_t - p_t^f + p_t \quad (18)$$

onde p^f e p são, respectivamente, o nível de preço externo e doméstico. Substituindo (18) em (17) e isolando a taxa real de câmbio, tem-se:

$$E_t(\Delta s_{t+1}) = E_t(\pi_{t+1}^f) - E_t(\pi_{t+1}) + i_t - i_t^f - \varepsilon_{1t} \quad (19)$$

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, pode-se expressar (19) da seguinte forma:

$$E_t(\Delta s_{t+1}) = i_t - E_t \pi_{t+1} - \varepsilon_{1t} \quad (20)$$

Substituindo a expressão (20) em (16), a curva de Phillips é dada por:

$$\pi_t = kx_t + (1 + \vartheta)\theta_1 E_t \pi_{t+1} + \vartheta \Delta s_t - \theta_1 \vartheta i_t + \eta_t \quad (21)$$

em que $\eta_t = u_t + \vartheta \theta_1 \varepsilon_{1t}$ 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 (12), sujeita as expressões (11), (15) e (21), tem-se a seguinte especificação para a função de reação do Banco Central:

$$i_t = i_t^* + c_1 E_{t-1} \left[\frac{e^{\gamma x_t} - 1}{\gamma} \right] + c_2 E_{t-1} \left[\frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi_t^*)} - 1}{\alpha} \right] \quad (22)$$

sendo

$$c_1 = \frac{\lambda \varphi}{\mu} \text{ e } c_2 = \frac{k \varphi + \theta_1 \vartheta}{\mu} \quad (23)$$

Através da derivação da especificação (22), observa-se uma diferença do parâmetro c_2 em (23) em relação ao apresentado em (14), 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 observar que através do acréscimo dos parâmetros θ e ϑ em c_2 , 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

Conforme apresentado por Surico (2007), o teste de hipótese nula de preferências simétricas, ou seja, $H_0: \gamma = \alpha = 0$, torna-se complicado tendo em vista a

indeterminação de alguns parâmetros importantes e da presença de parâmetros não-identificados na hipótese nula. Se considerarmos, $\gamma=\alpha=0$, os coeficientes que se referem à taxa de inflação e hiato do produto na função de reação (22) se tornarão indeterminados. Além disso, quando $\alpha=0$, o parâmetro ω , que mede o efeito de π_{t-1}^* sobre π_t^* em (22), se torna um parâmetro de incômodo não identificado, implicando assim que a teoria estatística tradicional 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, segue-se a sugestão dada por Luukkonen et al. (1988) que consiste em linearizar os termos exponenciais em (22) através de uma expansão de Taylor de segunda ordem ao redor de $\alpha=0$ e $\gamma=0$. Fazendo isto, obtém-se a seguinte especificação para a regra de política monetária:

$$i_t = i^* + c_1 E_{t-1}(\pi_t - \omega \pi_{t-1}^*) + c_2 E_{t-1} x_t + c_3 E_{t-1} (\pi_t - \omega \pi_{t-1}^*)^2 + c_4 E_{t-1} x_t^2 + \frac{\zeta_t}{\mu} \quad (24)$$

onde

$$c_1 = \frac{(k\phi + \theta_1 \mathcal{G})}{\mu}; \quad c_2 = \frac{\lambda\phi}{\mu}; \quad c_3 = \frac{\alpha(k\phi + \theta_1 \mathcal{G})}{2\mu}; \quad c_4 = \frac{\lambda\phi\gamma}{2\mu} \quad (25)$$

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

Através da expressão acima, observa-se que, a introdução de metas para inflação representadas por um processo auto-regressivo de ordem 1, assim como a taxa de câmbio no modelo, influenciam nas decisões de política monetária, que no caso deste modelo, é representada pela especificação (24). É importante observar que, se considerarmos $\psi = 0$ (e, conseqüentemente, $\mathcal{G} = 0$) e uma meta de inflação constante e igual a π^* , obtemos a especificação da regra de política monetária para uma economia fechada que foi estimada por Surico (2007) e Aragón e Portugal (2010) para os Estados Unidos e Brasil, respectivamente.

Para obter a função de reação que será estimada, dois diferenciais são acrescentados à expressão (24). Primeiro, introduz-se duas defasagens da taxa de juros de forma a captar as intenções da autoridade monetária em suavizar as variações que venham a ocorrer no instrumento de política monetária e de precaver-se de possíveis problemas de autocorrelação serial. Esta suavização realizada pelo Banco Central é verificada por vários autores, tais como Silva e Portugal (2001) e Minella et al. (2003),

e pode ser justificada pelos seguintes acontecimentos: i) presença de incertezas quanto aos valores dos dados e dos coeficientes do modelo macroeconômico no mecanismo de transmissão monetário; ii) os formuladores de política monetária tomam suas decisões a respeito desta, apenas quando estão certos dos resultados que serão obtidos por suas ações; iii) grandes mudanças na taxa de juros poderiam desestabilizar os mercados cambial e financeiro e modificações nas decisões a cerca da política monetária poderiam ser consideradas como erros; iv) constantes variações na taxa de juros de curto prazo, mesmo se forem pequenas, provocariam grande efeito sobre a demanda agregada e taxa de inflação.

A segunda modificação é a substituição dos valores esperados pelos realizados para inflação e hiato do produto. Realizando essas alterações na especificação (24), obtêm-se a seguinte função de reação:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1(\pi_t - \omega\pi_{t-1}^*) + d_2x_t + d_3(\pi_t - \omega\pi_{t-1}^*)^2 + d_4x_t^2] + \rho_1i_{t-1} + \rho_2i_{t-2} + v_t \quad (26)$$

onde $d_0 = i^*$; $d_1 = \frac{k\varphi + \theta_1\mathcal{G}}{\mu}$; $d_2 = \frac{\lambda\varphi}{\mu}$; $d_3 = \frac{\alpha(k\varphi + \theta_1\mathcal{G})}{2\mu}$; $d_4 = \frac{\lambda\gamma\varphi}{2\mu}$; e

$v_t = -(1 - \rho_1 - \rho_2)\{d_1(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + d_2(x_t - E_{t-1}x_t) + d_3[\pi_t^2 - E_{t-1}(\pi_t)^2] + d_4[x_t^2 - E_{t-1}(x_t)^2]\} + \frac{\zeta_t}{\mu}$ é o termo de erro.

Vale destacar nesta especificação que, a imposição da restrição $\gamma = \alpha = 0$ equivale a $d_3 = d_4 = 0$. Logo, testar a hipótese nula de simetria nas preferências do banco central, $H_0: \gamma = \alpha = 0$, é equivalente a testar hipótese nula de linearidade, isto é, $H'_0: d_3 = d_4 = 0$.³ 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 χ^2 com r graus de liberdade, onde r é o número de restrições impostas. Outra 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 $\alpha = 2d_3/d_1$ e $\gamma = 2d_4/d_2$.

Além da especificação (26), procurar-se-á estimar uma especificação onde se considera que o Banco Central reage a desvios da inflação esperada em relação à meta,

³ O poder do teste que se baseia na função de reação (26) depende da constatação de que d_1 e d_2 são estatisticamente diferentes de zero porque é possível não rejeitar a hipótese nula de linearidade em razão de estes coeficientes serem iguais à zero.

tendo em vista que no regime de metas para inflação, estas no ano T e $T+1$ são conhecidas pelo formulador no início do ano T . Posto isto, é utilizada a variável Dj (Minella et al., 2003), que é uma média ponderada do desvio da inflação esperada para o ano T e $T+1$ em relação às metas de inflação destes períodos:

$$Dj_t = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*) \quad (27)$$

onde j um índice do mês e T do ano, $E_j\pi_T$ e $E_j\pi_{T+1}$, são, respectivamente, as expectativas inflacionárias no mês j para o ano T e $T+1$, π_T^* e π_{T+1}^* são às metas de inflação para o ano T e $T+1$. Logo, a função de reação não-linear considerando a variável Dj é dada por:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1Dj_t + d_2x_t + d_3Dj_t^2 + d_4x_t^2] + \rho_1i_{t-1} + \rho_2i_{t-2} + v_t \quad (28)$$

Por fim, serão consideradas funções de reação não-lineares em que a taxa de juros responde ao hiato do produto no período $t-2$ e ao desvio da inflação em relação à meta em $t-1$, dadas por:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1(\pi_{t-1} - \omega\pi_{t-1}^*) + d_2x_{t-2} + d_3(\pi_{t-1} - \omega\pi_{t-1}^*)^2 + d_4x_{t-2}^2] + \rho_1i_{t-1} + \rho_2i_{t-2} + v_t \quad (29)$$

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1Dj_t + d_2x_{t-2} + d_3Dj_t^2 + d_4x_{t-2}^2] + \rho_1i_{t-1} + \rho_2i_{t-2} + v_t \quad (30)$$

As suposições consideradas explicam-se pela existência de defasagens na disponibilidade das informações mensais da taxa de inflação e produto para a autoridade monetária.

4. Resultados

4.1. Descrição dos Dados

Nas estimações das funções de reação para o Banco Central apresentadas na seção 3, foram consideradas séries mensais para o período compreendido entre Janeiro de 2000 e Dezembro de 2009. Para as informações referentes à variável (i_t), foi utilizada a taxa de juros Selic, coletada no site do Banco Central do Brasil (BACEN).

A variável (π_t) é a taxa de inflação acumulada nos últimos doze meses mensurada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e foi extraída do site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Duas metas de inflação foram

utilizadas: i) as metas *backward-looking*, definida como uma média ponderada das metas de inflação acumuladas para os últimos 12 meses; e ii) as metas *forward-looking*, que correspondem a uma média ponderada das metas de inflação acumuladas para os próximos 12 meses.⁴

A variável D_j expressa na equação (27), foi obtida considerando as metas inflacionárias e as expectativas de inflação para os anos T e T+1. As expectativas de inflação são coletadas pelo Banco Central através de pesquisas realizadas com instituições financeiras e empresas de consultoria.

O hiato do produto, denotado por x_t , foi calculado através da diferença percentual entre o produto industrial ajustado sazonalmente (y_t) e o produto potencial (y_p). O produto industrial foi obtido no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Como o produto potencial é uma variável não-observada, houve a necessidade de estimá-lo. Para isto foi utilizada uma *proxy* para y_p gerada através de três maneiras diferentes: filtro Hodrick-Prescott (HP), uma tendência linear (TL) e uma tendência quadrática (TQ). As séries geradas por esses métodos são representadas por x_1 (HP), x_2 (TL) e x_3 (TQ).

Por fim, as *dummies* $D02$ (assume 1 no mês de outubro de 2002 e 0 caso contrário) e $D03$ (assume 1 para os meses de agosto e setembro de 2003 e 0 caso contrário), foram inseridas com a intenção de captar as abruptas variações que ocorreram na taxa Selic durante esses períodos, em resposta ao aumento da inflação e de suas expectativas no final de 2002 e em 2003.

A fim de testar a hipótese nula de não-estacionariedade das variáveis apresentadas no modelo, foram realizados inicialmente testes *Argumented* Dickey-Fuller (ADF), onde foram selecionados números ótimos de defasagens (k), baseados no critério de informação de Schwarz e a ordem auto-regressiva máxima que se levou em consideração foi igual a 12.

Através dos testes, observou-se que apenas na taxa Selic foram inseridas uma constante e uma tendência linear como regressores exógenos, enquanto que para os quadrados do hiato do produto foi inserida apenas uma constante. Para as demais variáveis não foram adicionados regressores exógenos. Os resultados do teste ADF mostraram que, com exceção da taxa de inflação, rejeita-se a hipótese nula de não-

⁴ 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%).

estacionariedade para todas as demais variáveis a um nível de significância de 5% (ver Tabela 1).

Tabela 1 - Teste de raiz unitária ADF: 2000:01-2009:12

| Variável | ADF | | Regressores Exógenos |
|------------|-----|----------------------|----------------------|
| | k | t_α | |
| i_t | 1 | -3,81 ^{**} | c,t |
| x_{1t} | 1 | -4,00 [*] | - |
| x_{1t}^2 | 0 | -5,09 [*] | c |
| x_{2t} | 1 | -3,12 [*] | - |
| x_{2t}^2 | 0 | -4,46 [*] | c |
| x_{3t} | 1 | -3,12 [*] | - |
| x_{3t}^2 | 0 | -4,61 [*] | c |
| π_t | 0 | -2,56 ^{***} | c |
| π_t^2 | 1 | -3,02 ^{**} | c |
| Dj_t | 0 | -2,45 ^{**} | - |
| Dj_t^2 | 0 | -5,88 [*] | c |

Nota: ^{*} Significativo a 1%. ^{**} Significativo a 5%. ^{***} Significativo a 10%.

4.2. Funções de Reação Estimadas

Dado a correlação entre as variáveis explicativas e o termo de erro (ver expressão 26), as funções de reação foram estimadas inicialmente através do Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). Este utiliza variáveis instrumentais de forma a estimar os parâmetros consistentemente. Neste trabalho, considera-se que as variáveis do modelo no período t dependem de seus valores até a quarta defasagem. Ou seja, utilizaram-se como instrumentos as defasagens de (-1) a (-4) da taxa Selic, taxa de inflação, metas de inflação, hiato do produto, hiato do produto elevado ao quadrado, uma constante e as *dummies* $D02$ e $D03$.

As primeiras especificações estimadas foram (26) e (28), que se referem às expressões que fazem uso de metas de inflação variáveis no tempo e seguindo um processo auto-regressivo de ordem 1, e da variável Dj , respectivamente. Os resultados das estimações são apresentados na Tabela 2.

Inicialmente, observou-se que as estimações dos parâmetros d_2 e d_4 , que medem as respostas da taxa Selic ao hiato do produto e ao quadrado do hiato do produto,

apresentaram, em geral, valores não-significativos. Destaca-se que, a insignificância de d_4 indica que não há evidência empiricamente a favor de respostas não-lineares da taxa de juros ao hiato do produto.

Em relação ao parâmetro d_3 , pode-se observar que, com exceção da especificação com a variável Dj , esse apresentou sinal negativo e foi estatisticamente significativo. Isto 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. Esse comportamento é condizente com a de um Banco Central que tem uma preferência assimétrica por uma inflação acima da meta.

Em relação ao teste da hipótese nula $H_0: d_3=d_4=0$, realizado através da estatística de Wald, observou-se que, em geral, rejeita-se hipótese de linearidade na função de reação do Banco Central. Apenas as estimações com a variável Dj demonstraram elevada probabilidade que a função de reação seja linear e isto pode ser identificado claramente na análise das significâncias dos termos relacionados ao quadrado do hiato do produto e desvio da inflação em relação à meta, que apresentaram-se como não-significativos.

Para saber se os resultados da Tabela 2 são confiáveis, foram realizados vários testes sobre os resíduos das equações, tais como: LM (Breusch-Godfrey), Ljung-Box (LB), White, ARCH (heteroscedasticidade condicional auto-regressiva), e Jarque-Bera (JB). Os resultados apresentados na Tabela 2 demonstram a presença de autocorrelação, heteroscedasticidade, efeito ARCH e não-normalidade dos resíduos. Visto que a presença de autocorrelação e heteroscedasticidade implicam que as estimativas usuais dos erros-padrões não são válidas, alerta-se que os resultados acima devem ser interpretados com bastante cuidado.

Tendo em vista o elevado efeito ARCH apresentado nas estimações da Tabela 2, procurou-se estimar funções de reação em que os termos de erro seguem um processo ARCH-GARCH de ordem 1. Para isto, foram substituídos a inflação e hiato do produto no período corrente (t) por seus valores nos períodos (t-1) e (t-2), respectivamente. É importante frisar que π_{t-1} e x_{t-2} são as informações disponíveis à autoridade monetária brasileira no momento da decisão acerca da meta para taxa Selic.

As especificações estimadas foram (29) e (30), que correspondem, respectivamente, as funções de reação que utilizam metas de inflação variáveis e a

variável D_j . Através dos resultados apresentados na Tabela 3, pode-se observar que as estimativas para o parâmetro d_4 apresentaram sinal negativo e, diferentemente do que ocorreu com as estimações por variáveis instrumentais, foram significativas a 10% na maioria dos casos considerados. Isto demonstra que, em geral, a taxa Selic apresenta uma redução maior em resposta a uma diminuição do produto efetivo em relação ao potencial, do que um aumento dado por uma elevação do produto de mesma magnitude.

Como nas estimações por variáveis instrumentais, as estimativas dos parâmetros d_3 e d_5 apresentaram-se, em geral, estatisticamente significativas. Os valores negativos para o coeficiente d_5 indicam que uma redução da inflação em relação à meta provocará uma maior resposta na taxa Selic do que uma elevação da inflação de mesma magnitude.

Tabela 2 - Estimacões das Funções de Reação (26) e (28): 2000:1 – 2009:12

| Parâmetros | Meta (B) (Backward- Looking) | | | Meta (F) (Forward- Looking) | | | Dj | | |
|------------|------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | HP | TL | TQ | HP | TQ | TL | HP | TQ | TL |
| | ρ_1 | 1,708* (0,07) | 1.694* (0,07) | 1,698* (0,07) | 1,717* (0,07) | 1,706* (0,07) | 1,709* (0,07) | 1,588* (0,09) | 1,533* (0,07) |
| ρ_2 | -0,744* (0,07) | -0,740* (0,07) | -0,743* (0,07) | -0,748* (0,08) | -0,748* (0,07) | -0,751* (0,07) | -0,615* (0,09) | -0,576* (0,06) | -0,576* (0,06) |
| d_0 | -1,228 ^{n,s} (7,85) | 1,155 ^{n,s} (5,54) | 0,846 ^{n,s} (5,82) | -14,748 ^{n,s} (30,89) | -8,922 ^{n,s} (19,92) | -9,361 ^{n,s} (20,19) | 11,557* (2,60) | 12,21* (1,23) | 12,270* (1,16) |
| d_1 | 4,020* (1,30) | 3,6146* (0,93) | 3,601** (1,02) | 4,644*** (2,38) | 4,040** (1,72) | 4,068** (1,75) | 4,507 ^{n,s} (3,45) | 5,623* (1,62) | 5,943* (1,57) |
| d_2 | 0,329 ^{n,s} (0,52) | 0,208 ^{n,s} (0,19) | 0,202 ^{n,s} (0,21) | 0,497 ^{n,s} (0,73) | 0,258 ^{n,s} (0,22) | 0,244 ^{n,s} (0,25) | 0,864 ^{n,s} (1,17) | 0,458*** (0,27) | 0,434*** (0,24) |
| d_3 | -0,159** (0,07) | -0,138** (0,06) | -0,133* (0,06) | -0,136*** (0,08) | -0,120** (0,06) | -0,119** (0,06) | 0,385 ^{n,s} (1,47) | -0,058 ^{n,s} (0,49) | -0,135 ^{n,s} (0,46) |
| d_4 | -0,055 ^{n,s} (0,04) | -0,048** (0,02) | -0,053** (0,02) | -0,03 ^{n,s} (0,05) | -0,039 ^{n,s} (0,02) | -0,046*** (0,02) | 0,013 ^{n,s} (0,09) | -0,013 ^{n,s} (0,03) | -0,019 ^{n,s} (0,03) |

Tabela 2 (Continuação) - Estimções das Funções de Reação (26) e (28): 2000:1 – 2009:12

| | | | | | | | | | |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| ω | 0,083 ^{n,s} | 0,142 ^{n,s} | 0,113 ^{n,s} | -0,647 ^{n,s} | -0,487 ^{n,s} | -0,513 ^{n,s} | - | - | - |
| | (0,37) | (0,30) | (0,31) | (1,39) | (1,00) | (1,00) | | | |
| <i>D02</i> | 42,63 ^{**} | 33,24 [*] | 34,19 [*] | 46,73 ^{***} | 34,12 [*] | 34,63 [*] | 54,17 ^{n,s} | 33,23 ^{**} | 32,67 ^{**} |
| | (17,8) | (11,7) | (12,32) | (25,18) | (9,74) | (10,70) | (0,09) | (13,59) | (13,14) |
| <i>D03</i> | -31,32 ^{**} | -25,23 [*] | -25,70 [*] | -36,38 ^{n,s} | -26,59 [*] | -26,92 [*] | -40,39 ^{n,s} | -23,89 ^{**} | -23,48 ^{**} |
| | (14,9) | (8,99) | (9,38) | (22,42) | (8,24) | (9,17) | (32,67) | (9,92) | (9,60) |
| R ² - ajustado | 0,996. | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 |
| <i>LM(4)-prob</i> | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,001 | 0,003 | 0,001 | 0,026 | 0,041 | 0,074 |
| <i>LM(8) – prob</i> | 0,001 | 0,002 | 0,002 | 0,006 | 0,016 | 0,013 | 0,130 | 0,137 | 0,196 |
| <i>White</i> | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,012 | 0,001 | 0,000 | 0,015 | 0,041 | 0,006 |
| <i>LB(4)-prob</i> | 0,304 | 0,240 | 0,226 | 0,385 | 0,261 | 0,250 | 0,624 | 0,013 | 0,731 |
| <i>LB(8)-prob</i> | 0,499 | 0,414 | 0,392 | 0,595 | 0,448 | 0,434 | 0,653 | 0,694 | 0,654 |
| <i>ARCH(4)-prob</i> | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,001 | 0,613 | 0,008 |
| <i>ARCH(8)-prob</i> | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,003 | 0,005 | 0,030 |
| <i>Wald (d3=d4=0)</i> | 0,025 | 0,002 | 0,002 | 0,122 | 0,013 | 0,008 | 0,960 | 0,021 | 0,741 |
| <i>JB-prob</i> | 0,021 | 0,018 | 0,018 | 0,011 | 0,004 | 0,004 | 0,000 | 0,895 | 0,000 |

Notas: *Significativo a 1%. **Significativo a 10%. *** Significativo a 10%. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão. LM (4) e LM (8) correspondem ao teste de Breusch-Godfrey, e testa a autocorrelação entre os resíduos até a quarta e oitava ordem, respectivamente. LB (4) e LB (8) referem-se à estatística Ljung-Box para autocorrelação serial até a quarta e oitava ordem. ARCH (4) e ARCH (8) referem-se à estatística LM-ARCH para heteroscedasticidade condicional auto-regressiva até a quarta e oitava ordem, respectivamente. JB refere-se à estatística de Jarque-Bera para verificar a normalidade dos resíduos.

Tabela 3 - Estimações das Funções de Reação (29) e (30): 2000:1 – 2009:12

| Parâmetros | Meta (B) (Backward- Looking) | | | Meta (F) (Forward- Looking) | | | Dj | | |
|------------|------------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|
| | HP | TL | TQ | HP | TQ | TL | HP | TQ | TL |
| | ρ_1 | 1,660* (0,05) | 1,647* (0,05) | 1,682* (0,05) | 1,649* (0,05) | 1,56356* (0,04) | 1,641* (0,05) | 1,583* (0,06) | 1,491* (0,05) |
| ρ_2 | -0,689* (0,05) | -0,688* (0,04) | -0,716* (0,05) | -0,678* (0,05) | -0,679* (0,04) | -0,685* (0,04) | -0,613* (0,06) | -0,529* (0,05) | -0,589* (0,06) |
| d_0 | -3,168 ^{n,s} (7,29) | -0,344 ^{n,s} (4,30) | -5,93 ^{n,s} (9,28) | 3,515 ^{n,s} (12,35) | 7,739 ^{n,s} (6,60) | 7,803 ^{n,s} (6,51) | 12,571* (0,80) | 12,007* (0,80) | 12,567* (0,72) |
| d_1 | 3,527* (1,04) | 3,271* (0,71) | 3,696 ^{n,s} (1,06) | 3,289* (1,14) | 2,830* (0,66) | 2,775* (0,63) | 5,273* (0,98) | 5,925* (0,83) | 5,788* (0,85) |
| d_2 | 0,644*** (0,35) | 0,309** (0,15) | 0,366*** (0,19) | 0,639 ^{n,s} (0,34) | 0,284** (0,14) | 0,294** (0,13) | 0,644** (0,32) | 0,500* (0,18) | 0,448* (0,17) |
| d_3 | -0,125** (0,05) | -0,113** (0,04) | -0,116** (0,05) | -0,146** (0,07) | -0,129* (0,04) | -0,121** (0,04) | 0,181 ^{n,s} (0,20) | 0,019 ^{n,s} (0,13) | 0,010 ^{n,s} (0,13) |
| d_4 | -0,056*** (0,03) | -0,048** (0,02) | -0,054* (0,02) | -0,061** (0,03) | -0,051* (0,02) | -0,056* (0,02) | -0,047 ^{n,s} (0,03) | -0,031 ^{n,s} (0,02) | -0,041** (0,02) |

Tabela 3 (Continuação) - Estimções das Funções de Reação (29) e (30): 2000:1 – 2009:12

| | | | | | | | | | |
|---------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------|----------------------|---------|
| ω | -0,264 ^{n,s} | - 0,107 ^{n,s} | -0,423 ^{n,s} | 0,241 ^{n,s} | 0,506 ^{n,s} | -0,502 ^{n,s} | - | - | - |
| | (0,37) | (0,30) | (0,50) | (0,88) | (0,54) | (0,55) | | | |
| D02 | 46,49* | 32,58* | 40,94* | 45,33* | 30,51* | 30,87* | 42,08* | 40,46 ^{n,s} | 34,39* |
| | (15,96) | (8,98) | (12,21) | (16,41) | (8,17) | (8,66) | (0,03) | (387,13) | (8,86) |
| D03 | -40,37* | -27,59* | -34,57* | -39,28* | -25,26* | -25,40* | -38,40* | -26,57** | -29,94* |
| | (12,52) | (6,51) | (9,49) | (14,23) | (6,79) | (6,92) | (13,05) | (13,42) | (8,00) |
| R ² - ajustado | 0,996. | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 | 0,996 |
| <i>LB(4)- prob</i> | 0,955 | 0,841 | 0,968 | 0,895 | 0,772 | 0,804 | 0,919 | 0,970 | 0,900 |
| <i>LB (8) – prob</i> | 0,760 | 0,646 | 0,631 | 0,700 | 0,549 | 0,586 | 0,468 | 0,703 | 0,584 |
| <i>ARCH (4)-prob</i> | 0,641 | 0,773 | 0,595 | 0,720 | 0,885 | 0,888 | 0,593 | 0,711 | 0,569 |
| <i>ARCH (8)-prob</i> | 0,163 | 0,327 | 0,431 | 0,207 | 0,479 | 0,423 | 0,431 | 0,404 | 0,428 |
| Wald(d3=d4=0) | 0,025 | 0,001 | 0,002 | 0,029 | 0,000 | 0,000 | 0,191 | 0,252 | 0,110 |
| <i>JB - prob</i> | 0,893 | 0,836 | 0,873 | 0,912 | 0,814 | 0,817 | 0,907 | 0,931 | 0,811 |

Notas: *Significativo a 1 %. **Significativo a 5%. ***Significativo a 10 %. Valores entre parênteses referem-se ao erro-padrão.

Tendo em vista, esta estrutura não-linear, as reações da taxa de juros a desvios de inflação corrente e esperada em relação à meta, seguem as seguintes derivações:

$$\frac{\partial i}{\partial(\pi)} = d_1 + 2d_3E(\pi) \quad (31)$$

$$\frac{\partial i}{\partial Dj} = d_1 + 2d_3E(Dj) \quad (32)$$

sendo $E(\cdot)$ a média amostral. Substituindo nestas expressões os valores dos coeficientes apresentados na Tabela 3, correspondentes às especificações (29) e (30), obtivemos uma média da resposta da taxa Selic ao desvio da inflação em relação à sua meta de 1,51 e 6,03, respectivamente. Isto indica que as regras da taxa de juros não-lineares satisfazem o princípio de Taylor (1993), ou seja, quando há um aumento sustentado da inflação, a autoridade monetária brasileira aumenta a taxa de juros nominal em um valor suficiente para que a taxa real de juros se eleve, o hiato do produto se reduza e a inflação volte à sua meta.

Em relação aos testes sobre os resíduos, é possível constatar através da Tabela 3 que os problemas de autocorrelação, efeito ARCH e não-normalidade não foram verificados em nenhuma das especificações da função de reação.

Na Tabela 4, são demonstradas as estimativas dos parâmetros de assimetria (α e γ) nas preferências da autoridade monetária. A realização destas estimações foi possível através dos parâmetros d_1 , d_2 , d_3 e d_4 nas especificações (29) e (30), de onde podemos obter as expressões $\alpha=2d_3/d_1$ e $\gamma=2d_4/d_2$. Os erros-padrões para α e γ foram calculados por meio do método delta (GREENE, 2000).

Através dos resultados apresentados para os parâmetros que medem as assimetrias nas preferências sobre o desvio da inflação em relação à meta (α), observou-se que estes foram negativos e estatisticamente significativos. Isso indica que desvios negativos da inflação em relação à meta provocam uma maior perda para autoridade monetária do que desvios positivos e de mesmo tamanho. Porém, isto contraria ao que é esperado de uma autoridade monetária que esteja preocupada em dar credibilidade à uma política desinflacionária. Esse fato pode ser decorrente de decisões da autoridade monetária em razão do choque de oferta que ocorreu no ano de 2001 (crise energética) e de dominância fiscal em 2002, que provocaram uma inflação bem acima da meta nesse período.^{5,6} Logo, uma tentativa de reduzir esta inflação pelo Banco Central

⁵ Evidências empíricas de dominância fiscal no Brasil em 2002 são apresentadas por Blanchard (2004).

provavelmente seria muito custosa, por exemplo, em termos de produto e isto pode ter levado o formulador de política monetária a tomar uma postura de combate gradual da inflação.

Já as estimativas para o parâmetro de assimetria do hiato do produto (γ) apresentou-se como não-significativo na maioria das estimações realizadas, o que sugere que o Banco Central brasileiro não trata de forma diferente os desvios positivos e negativos do produto em relação ao produto potencial.

Tabela 4 - Estimativas dos Coeficientes de Assimetria

| Especificação (29) | | | | | | |
|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| Parâmetros | META B | | | META F | | |
| | HP | TL | TQ | HP | TL | TQ |
| A | -0,071 (-4,53) | -0,070 (-6,28) | -0,062 (-4,67) | -0,089 (-2,02) | -0,091 (-3,07) | -0,087 (-3,09) |
| Γ | -0,175 (-1,19) | -0,309 (-1,46) | -0,295 (-1,51) | -0,1915 (-1,29) | -0,361 (-1,58) | -0,383 (-1,82) |
| Especificação (30) | | | | | | |
| Parâmetros | Dj | | | | | |
| | HP | TL | TQ | | | |
| A | 0,069 (0,85) | 0,006 (0,14) | -0,004 (0,08) | | | |
| Γ | -0,147 (-1,11) | -0,124 (-1,23) | -0,183 (-1,53) | | | |

Nota: Valores entre parênteses referem-se à estatística t-student.

5. Conclusão

No presente trabalho, buscou-se testar possíveis assimetrias nas preferências do Banco Central por meio da estimação de regras não-lineares para a taxa de juros. Procuramos incluir duas extensões ao modelo teórico de Surico (2007): i) introdução de metas de inflação variantes no tempo seguindo um processo auto-regressivo de ordem 1, e ii) inclusão da taxa de câmbio nas curvas que representam a estrutura da economia (IS e Phillips). A partir disto, foi derivada uma regra de política monetária ótima, considerando uma função perda assimétrica com respeito a desvios positivos e

⁶ Aragón e Portugal (2010) apresentam estimativas de funções de reação não-lineares para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2007 para o Banco Central do Brasil e verificam que ao retirarem o período considerado crítico em termos dos choques ocorridos (2000 a 2004), observam que o peso dado a uma inflação acima da meta não é constatado empiricamente.

negativos da inflação em relação à meta e hiato do produto. Com base na estimação das funções de reação não-lineares, procurou-se testar se os coeficientes de assimetria das preferências do Banco Central do Brasil são significativamente diferentes de zero.

Contudo, através dos resultados empíricos obtidos inicialmente, verificou-se que os resíduos das regressões estimadas pelo método MQ2E apresentaram problemas de autocorrelação, heteroscedasticidade, efeito ARCH e não-normalidade dos resíduos.

Logo, tendo em vista que a presença de autocorrelação e heteroscedasticidade implica que as estimativas usuais dos erros-padrões não são válidas, realizamos novas estimativas de funções de reação, em que os termos de erro seguem um processo ARCH-GARCH de ordem 1. A partir destas, verificamos que o parâmetro que mede as assimetrias nas preferências sobre o desvio da inflação em relação à meta (α) foram negativos e estatisticamente significativos, enquanto que o parâmetro de assimetria do hiato do produto (γ) apresentou-se como não-significativo na maioria das estimações. Isto indica, respectivamente, que desvios negativos da inflação em relação à meta provocam uma maior perda para autoridade monetária do que desvios positivos de mesma magnitude e que o Banco Central brasileiro não trata de forma diferente os desvios positivos e negativos do produto em relação ao produto potencial.

Vale destacar, que os resultados relacionados à inflação, contradizem os objetivos de uma autoridade monetária que busca uma política desinflacionária. Porém, esse fato pode ser decorrente de decisões da autoridade monetária em resposta ao choque de oferta que ocorreu no ano de 2001 (crise energética) e a dominância fiscal em 2002, que provocaram uma inflação bem acima da meta nesse período. Isto indica que uma tentativa do Banco Central em reduzir esta elevada inflação, provavelmente seria muito custosa em termos de produto, o que pode ter levado o formulador de política monetária a combater a inflação de forma gradual.

Referências

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.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/>> Acesso em: 04 abr. 2010.

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).

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

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. **Cambridge:** National Bureau of Economic Research, 1998. (Working Paper, 6254).

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

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.

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.

ELLINGSEN, T.; SÖDERSTRÖM, U. **Why Are Long Rates Sensitive to Monetary Policy?** Stockholm: Sveriges Riksbank, 2004. (Working Paper Series, 160)

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^a ed. New jersey: Prentice Hall, 2000.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica.** 3^a Ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

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).

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.

POLICANO, R.; BUENO, R. **A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1999-2005**. XXXIV Encontro Nacional de Economia. Anais. Salvador, 2006.

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.

SILVA, M. E. A. da; PORTUGAL, M. S. **Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2001 (Texto para Discussão, 10).

SURICO, P. The monetary policy of the European Central Bank. **Scand. Journal of Economics**, v. 109, n. 1, 2007.

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

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**. 2^a ed. Cambridge: the MIT Press, 2003.