

Preferências Assimétricas Variantes no Tempo na Função Perda do Banco Central do Brasil

Time-varying Asymmetric Preferences in the Central Bank of Brazil's Loss Function

Kennedy Carvalho Lopes*

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón**

Resumo: Este trabalho estima uma função de reação forward-looking com parâmetros variando no tempo para examinar mudanças nos coeficientes medindo assimetrias nas preferências do Banco Central do Brasil (BCB), bem como verificar não linearidades na regra monetária decorrentes da convexidade da curva de Phillips. Para considerar o problema de endogeneidade dos regressores, utiliza-se o procedimento de estimação em dois passos proposto por Kim (2006) e Kim e Nelson (2006). Os resultados indicam que: a) a reação da taxa Selic à interação entre o desvio da inflação e o hiato do produto não é estatisticamente diferente de zero, sugerindo que a resposta não linear do BCB à inflação e/ou hiato do produto não decorre da convexidade da curva de Phillips; b) o BCB apresenta, em geral, uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta no período 2002-2005; c) o coeficiente medindo a preferência assimétrica com relação ao hiato do produto apresenta uma tendência decrescente, mas não é estatisticamente significativa.

Palavras-chave: Preferências assimétricas. Regra monetária forward-looking. Modelo de parâmetros tempo-variantes.

Abstract: This paper estimates a forward-looking reaction function with time-varying parameters to examine changes in the coefficients measuring asymmetries in the preferences of the Central Bank of Brazil (CBB) and verify nonlinearities in the monetary rule arising from the convexity of the Phillips curve. To consider the problem of the endogeneity in the regressors, the two-step procedure proposed by Kim (2006) and Kim and Nelson (2006) is used. The results indicate that: a) the reaction of the Selic rate to the interaction between deviation of inflation and the output gap is not statistically different from zero, suggesting that the nonlinear response of the CBB to inflation and/or output does not follow the convexity Phillips curve; b) in general, the CBB showed an asymmetric preference in favor of an above-target inflation over the period 2002-2005; c) the coefficient measuring the preference asymmetric with respect to the output gap shows a decreasing trend, but it is not statistically significant.

* Professor do Departamento de Administração da Faculdade Maurício de Nassau.
E-mail: kennedyclopes@gmail.com

** Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: edilean@hotmail.com. O autor agradece o suporte financeiro do CNPq (Edital universal n° 14/2011).

Keywords: Asymmetric preferences. Forward-looking monetary rule. Time-varying parameter model.

JEL Classification: E52; E58.

1 Introdução

Nas últimas décadas, a função de reação da política monetária vem sendo exaustivamente estudada. O foco principal dos estudos é a chamada regra de Taylor (1993), em que se supõe que o banco central altera a taxa de juros de política monetária em resposta aos desvios correntes da inflação e do produto em relação aos seus valores-alvo. Clarida, Galí, e Gertler (1998, 2000) analisam uma função de reação do tipo *forward-looking* na qual a autoridade monetária ajusta a taxa de juros de forma proativa, utilizando como variáveis explicativas as expectativas futuras da inflação e do hiato do produto.

Em comum, as especificações para as funções de reação analisadas por Taylor (1993) e Clarida, Galí, e Gertler (1998, 2000) assumem que o banco central reage linearmente à inflação e ao hiato do produto. Isso ocorre porque ambas as especificações estão teoricamente fundamentadas na abordagem linear-quadrática, em que é suposto que o banco central minimiza uma função perda quadrática sujeita a um sistema de equações lineares descrevendo a economia. A abordagem linear-quadrática é uma estrutura maleável que pode ser usada para examinar as características dinâmicas de uma política monetária ótima (IKEDA, 2010).

A função perda quadrática tem sido normalmente usada para avaliar a política monetária ótima por três razões. A primeira é que a função perda quadrática combinada com restrições lineares implica em regras de decisão que são funções lineares. A segunda é que a função perda quadrática permite que a autoridade monetária suavize a taxa nominal de juros. A terceira é que a função perda quadrática pode ser obtida a partir de uma aproximação de segunda ordem da função de utilidade intertemporal do agente representativo. Entretanto, a função perda quadrática apresenta uma desvantagem ao dar pesos iguais para desvios positivos e negativos da inflação e do produto em relação aos seus valores-alvo.

Vários autores vêm quebrando os dois pressupostos que fundamentam a especificação linear para a função de reação. Por exemplo, Cukierman (2000), Surico (2007a, 2007b) e Cukierman e Muscatelli (2003, 2008) consideram que as preferências do banco central podem ser assimétricas para desvios positivos e negativos da inflação em relação à meta inflacionária, e do produto em relação ao produto potencial. De acordo com Cukierman (2000), os políticos e o público em geral são comumente mais avessos a valores negativos do que a valores positivos do hiato do produto.¹ Como nas democracias, os bancos centrais independentes não são totalmente insensíveis aos órgãos políticos, então esse tipo de assimetria pode estar presente na função perda do policymaker. Adicionalmente, em períodos em que a autoridade monetária está preocupada com a credibilidade de sua política de redução da inflação, é possível que a perda atribuída aos desvios positivos da taxa de inflação em relação à meta seja maior do que a perda advinda de desvios negativos.

Quanto ao pressuposto da linearidade da curva de Phillips, Orphanides e Wieland (2000), Nobay e Peel (2000), Schaling (2004) e Dolado, María-Dolores e Naveira (2005) consideram que a inflação é uma função não linear do hiato do produto. A partir disso, eles demonstram que, quando combinada com uma função perda quadrática, a não linearidade da curva de Phillips implica uma regra de política monetária ótima não linear com relação à inflação e ao hiato do produto.

Para o Brasil, Aragón e Portugal (2010) testam se as preferências do Banco Central do Brasil (BCB) foram assimétricas durante o regime de metas inflacionárias. Esses autores encontram evidências de um comportamento assimétrico em favor de uma inflação acima da meta para a amostra completa (2000-2007), mas não para o período 2004-2007. Sá e Portugal (2011) também verificam uma assimetria em favor de uma inflação acima da meta para o período 1999-2011. Medeiros e Aragón (2013) utilizam testes de quebra estrutural e verificam que o tipo de assimetria encontrado por Aragón e Portugal (2010) e Sá e Portugal (2011) só foi observado até 2003. Após esse período, eles constatam que a autoridade monetária brasileira foi mais avessa aos desvios positivos da inflação esperada em relação à meta de inflação.

Posto isso, o objetivo deste trabalho é estimar uma função de reação *forward-looking* com parâmetros variando no tempo para examinar mudanças nos coeficientes medindo as assimetrias nas preferências do BCB, bem como verificar não linearidades na regra monetária decorrentes da convexidade da curva de Phillips. Em razão da endogeneidade dos regressores, utiliza-se a metodologia de filtro de Kalman com correção de viés, proposto por Kim e Nelson (2006) e Kim (2006). A

1 Com relação à presença de assimetrias nas preferências do Federal Reserve, o vice-chefe, Alan Blinder, declarou 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, p. 19-20).

vantagem de considerar assimetrias variantes no tempo é que se pode descrever como o BCB atualiza suas preferências em cada instante t , além de identificar os períodos em que as preferências assimétricas são observadas.

Teoricamente, este trabalho segue Surico (2007b) e considera que a autoridade monetária tem uma função perda *Linear* e se depara com uma curva de Phillips convexa. A especificação da regra de taxa de juros obtida da solução do problema de otimização do *policymaker* permite estimar os parâmetros de assimetrias nas preferências do BCB e testar se esses coeficientes são estatisticamente significativos.

Os resultados encontrados podem ser sumarizados da seguinte forma: primeiro, a reação da taxa Selic à interação do desvio da inflação com o hiato do produto manteve-se constante, mas não foi estatisticamente diferente de zero. Isso sugere que a resposta não linear do BCB à inflação e/ou hiato do produto não decorre da possível não linearidade da curva de Phillips; segundo, as evidências empíricas indicam que o BCB apresentou, em geral, uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta, no período 2002-2005, e uma função perda quadrática com relação à inflação no período 2006-2011; terceiro, o coeficiente medindo a preferência assimétrica com relação ao hiato do produto apresentou uma tendência decrescente, mas não foi estatisticamente significativa; quarto, o BCB reduziu a meta implícita para a taxa Selic ao longo do período analisado; quinto, a resposta da taxa Selic ao desvio da inflação em relação à meta mostrou considerável variação, mas com uma tendência de queda. Por fim, os resultados indicaram que a resposta da taxa Selic ao hiato do produto foi constante, mas não significativa.

Este trabalho é constituído por seis seções, além desta introdução. Na seção 2 encontra-se uma breve revisão de literatura sobre o tema abordado. Na seção 3 são apresentados o modelo teórico e a derivação da regra ótima para a taxa de juros. Na seção 4 são descritos o modelo empírico e o procedimento de estimação. A seção 5 traz os resultados do trabalho. Por fim, as conclusões são expostas na seção 6.

2 Revisão de Literatura

2.1 Preferências Assimétricas na Função Perda do Banco Central

Na literatura macroeconômica, o estudo sobre regras ótimas para a condução da política monetária é muitas vezes baseado em um modelo linear-quadrático (LQ). Esse modelo admite que o *policymaker* apresente uma função perda quadrática, implicando que um desvio positivo da inflação (ou do produto) de sua meta gera uma perda igual a um desvio negativo de mesmo tamanho. Quando o

instrumento de política é a taxa de juros de curto prazo, a combinação de uma função perda quadrática com um sistema dinâmico linear descrevendo a economia leva a uma função de reação linear com relação aos desvios da inflação e produto de suas metas.

Recentemente, vários trabalhos têm utilizado especificações para a função perda que permitem que a autoridade monetária possa ter preferências assimétricas em relação à inflação e ao hiato do produto. Cukierman (2000) investiga as implicações econômicas quando a autoridade monetária é mais avessa aos hiatos negativos do produto e está incerta acerca das condições econômicas. Ele demonstra que um viés inflacionário surge mesmo no caso em que a meta para o produto efetivo é o produto potencial da economia.²

Orphanides e Wieland (2000) investigam as ações de um banco central que atribui uma perda quadrática aos desvios da inflação do intervalo de tolerância para a sua meta explícita e uma perda próxima de zero para a inflação dentro da zona de tolerância. Esses autores demonstram que um banco central oportunista responde mais agressivamente a uma elevação do produto quando a inflação ultrapassa um limite de tolerância.

Nobay e Peel (2003) são os pioneiros na análise da política monetária ótima de um banco central com uma função perda Linex (exponencial linear) que permite assimetrias nas preferências sobre desvios positivos e negativos da inflação em relação à meta.³ A vantagem do uso desse tipo de função perda é que permite a estimação paramétrica do coeficiente medindo a assimetria. Surico (2007a, 2007b) estendeu o modelo de Nobay e Peel (2003) para testar a presença de preferências assimétricas para a inflação e ao hiato do produto no Federal Reserve (FED) e no Banco Central Europeu (BCE).

Sobre as evidências empíricas, Surico (2007a) mostra que o Federal Reserve foi mais preocupado com hiatos negativos do que hiatos positivos do produto no período pré-Volcker. Cukierman e Muscatelli (2003) apresentam evidências de não linearidades com respeito à inflação e ao hiato do produto em funções de reação estimadas para Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos. Dolado, María-Dolores e Ruge-Murcia (2004) observam que as preferências do Federal Reserve em relação à inflação foram assimétricas durante o regime Volcker-Greenspan. Aragón e Portugal (2010) e Medeiros e Aragón (2013) encontram evidências de que o BCB apresentou uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta no período 2000-2003.

2 Evidências empíricas desse tipo de viés inflacionário são providas por Cukierman (2000) para um conjunto de 22 países pertencentes à Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

3 A função de perda Linex foi inicialmente utilizada em um contexto de análise bayesiana (VARIAN, 1974) e utilizada nos estudos monetários por Nobay e Peel (2003).

Diferente dos trabalhos mencionados, Ikeda (2010) estima preferências assimétricas variantes no tempo para o BCE. Para isso, emprega o procedimento de Filtro de Kalman com correção de viés, proposto por Kim (2006). Os resultados encontrados mostram que o BCE apresenta uma maior aversão a expansões do produto e que essa aversão tem aumentado ao longo do tempo.

2.1 A Curva de Phillips Não Linear

Phillips (1958), em seu artigo seminal, encontrou uma relação negativa e linear entre desemprego e inflação de salários no Reino Unido no período de 1861 a 1957. Posteriormente, vários pesquisadores encontraram a mesma relação entre desemprego e inflação de preços. Essa relação inversa entre inflação e desemprego ficou conhecida como curva de Phillips.

Nos últimos anos, a linearidade da curva de Phillips vem sendo discutida em diversos artigos.⁴ Clark, Laxton e Rose (1996) e Schaling (2004) propõem um formato convexo para a curva de Phillips. Para esses autores, a convexidade da curva de Phillips ocorre quando a economia está sujeita às restrições na capacidade produtiva.⁵ ⁶ Stiglitz (1997) mostra que, em um mercado de concorrência imperfeita em que os empresários são receosos de que elevações de preços estimulem a entrada de novas empresas, a curva de Phillips é côncava. Filardo (1998) propõe uma curva de Phillips côncava-convexa para os Estados Unidos. Para ele, a curva de Phillips será convexa se o hiato do produto for positivo, e será côncava se o hiato do produto for negativo.

Para a condução da política monetária, a não linearidade da curva de Phillips tem importantes efeitos. Orphanides e Wieland (2000) derivam uma regra monetária ótima não linear 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, María-Dolores e Naveira (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 aumentada para incluir a interação entre inflação

4 Evidências empíricas em favor de uma curva de Phillips não linear são apresentadas por Dolado, María-Dolores e Naveira (2005).

5 Neste caso, se as empresas estiverem operando perto da capacidade instalada, qualquer aumento de demanda agregada pode se traduz quase exclusivamente em um aumento da inflação, mesmo no curto prazo.

6 Outras razões para uma relação convexa entre inflação e desemprego (ou produto) são a rigidez nominal para baixo de preços e/ou salários e presença de custos de menu.

esperada e hiato do produto. Eles encontram evidências empíricas desse tipo de assimetria para os bancos centrais da Alemanha, Espanha e França, mas não para o Federal Reserve.

3 O Modelo Teórico

Seguindo Surico (2007b), este trabalho fundamenta-se teoricamente no modelo novo-keynesiano expandido para incluir uma relação convexa entre inflação e hiato do produto na curva de Phillips. Além disso, é assumido que o banco central apresenta uma função perda Linex. Isso possibilita que a autoridade monetária tenha preferências assimétricas em relação aos seus objetivos ou metas. Em específico, permite-se que o *policymaker* seja mais avesso aos desvios negativos do produto efetivo em relação ao produto potencial e aos desvios positivos da taxa de inflação em relação à meta inflacionária. A presença de não linearidade na curva de Phillips e assimetrias na função perda explicam possíveis respostas não lineares da taxa de juros de política monetária às variações na inflação e no produto.

3.1 A Estrutura da Economia

Considere uma economia cuja evolução da inflação e do hiato do produto seja representada por um sistema de duas equações, a saber:

$$\pi_t = \theta E_t \pi_{t+1} + \frac{\kappa x_t}{1 - \kappa \tau x_t} + e_t \quad (1)$$

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + u_t \quad (2)$$

Em que π_t é a taxa de inflação; x_t é o hiato do produto (isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial); $E_t \pi_{t+1}$ e $E_t x_{t+1}$ são os valores esperados para a taxa de inflação e hiato do produto condicionados às informações disponíveis no período t ; i_t é a taxa de juros nominal; e e_t e u_t são, respectivamente, os choques de custos e de demanda. Os parâmetros θ , κ e φ são constantes positivas, com $0 < \theta < 1$.

A equação 1, que representa a curva de Phillips, segue a estrutura proposta por Calvo (1983) e apreende a característica de preços nominais sobrepostos, na qual cada firma tem uma probabilidade θ de manter o preço do produto fixado em qualquer período de tempo t . A natureza discreta do ajuste de preços resultantes desse fato incentiva cada empresa a ajustar um preço mais elevado quanto maior a expectativa de inflação futura.

O parâmetro τ controla a não linearidade na curva de Phillips, permitindo que essa curva seja mais inclinada para valores mais elevados da inflação e do hiato do produto. Quando o parâmetro τ tende a zero, a linearidade é restaurada. A convexidade da curva de Phillips implica que alterações na demanda agregada decorrente de um aumento da taxa de juros geram um efeito mais forte (fraco) no produto e um efeito mais fraco (forte) na inflação quando o produto é baixo (alto).

A equação 2 representa a curva IS e é uma versão log-linearizada da equação de Euler para o consumo. Ela é obtida a partir das decisões ótimas das famílias sobre o consumo/poupança, com a imposição da condição de *market clearing*. Essa formulação mostra que as famílias preferem suavizar seu consumo ao longo do tempo, fazendo o hiato do produto uma função positiva do seu valor futuro esperado. Nesse caso, a expectativa de um aumento do consumo no futuro leva a um maior consumo no presente, aumentando, assim, a demanda corrente pelo produto.

Os choques e_t e u_t são dados pelos processos autorregressivos:

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

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

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

3.2 O Problema do Banco Central e a Função de Reação para a Taxa de Juros

Admita-se que as ações de política monetária sejam tomadas antes da realização dos choques econômicos e_t e u_t . Condicionado às informações disponíveis no período anterior, o formulador de política monetária procura escolher as taxas de juros correntes e futuras de modo a minimizar:

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

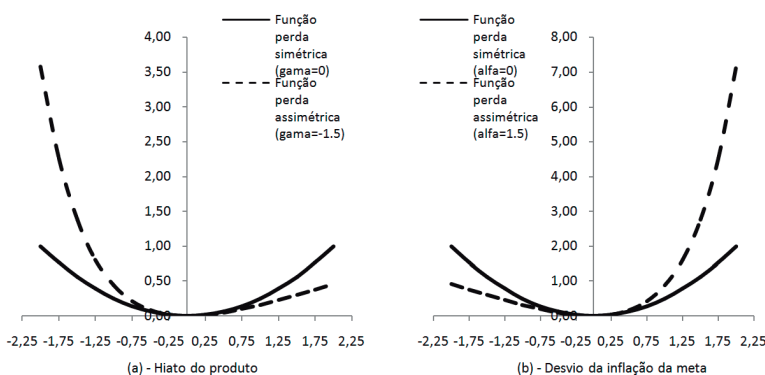
sujeito a estrutura da economia (equações 1 e 2), onde δ é o fator de desconto fixado. A função perda Linex no período t é expressa como segue:

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

em que i_t é a taxa de juros nominal; i^* é a meta implícita para a taxa de juros; π^* é a meta da inflação; λ é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial; α e γ medem as assimetrias nas preferências sobre a inflação e produto; e μ_i e $\mu_{\Delta i}$ são os pesos dados à estabilização da taxa de juros ao redor da meta implícita i^* e da taxa de juros no período $t-1$, i_{t-1} . A finalidade da autoridade monetária é estabilizar a inflação e a taxa de juros em torno de suas metas e manter o hiato do produto igual a zero.

A função perda, na equação 6, permite que a autoridade monetária trate de forma diferenciada desvios positivos e negativos da inflação e do produto em relação a seus valores-alvo. Por exemplo, um valor positivo de α implica que, *ceteris paribus*, os desvios da inflação acima da meta gerem uma perda maior do que os desvios abaixo da meta (ver Figura 1). Esse tipo de comportamento descreve uma autoridade monetária que está preocupada em estabelecer credibilidade à sua política de redução da inflação. É importante ressaltar que a especificação Linex (equação 6) não impede que α tenha um valor negativo, implicando que uma inflação abaixo da meta é mais custosa para a autoridade monetária do que uma inflação acima da meta.

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



Fonte: Elaboração própria.

Por sua vez, quando γ apresenta um valor negativo, 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. Isso implica que a autoridade monetária apresenta uma demanda precaucional por expansão econômica (CUKIERMAN, 2000). Para o caso em que γ e α tendem para zero, a equação 6 é reduzida à seguinte função perda quadrática (simétrica):

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

Tomando a estrutura da economia e as expectativas das variáveis futuras como dadas, um banco central discricionário escolhe otimamente a taxa de juros corrente reotimizando em cada período.⁷ Visto que não há persistência endógena na inflação e no hiato do produto, o problema de otimização intertemporal pode ser reduzido a uma sequência de problemas de otimização estática. Nesse caso, tomando a condição de primeira ordem e resolvendo para i_t , temos:

$$i_t = (1 - \theta_1) \left\{ i^* + \frac{1}{\mu_i} E_{t-1} \left[\left(\frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - 1}{\alpha} \right) \left(\frac{\kappa\varphi}{(1 - \kappa\tau g_t)^2} \right) \right] + \frac{\lambda\varphi}{\mu_i} E_{t-1} \left(\frac{e^{\gamma x_t} - 1}{\gamma} \right) \right\} + \theta_1 i_{t-1} \quad (8)$$

em que $\theta_1 = \frac{\mu_{\Delta i}}{\mu_i + \mu_{\Delta i}}$ é o parâmetro de suavização da taxa de juros.

De acordo com a função de reação (equação 8), a taxa de juros ótima ajustada pela autoridade monetária responde de forma não linear à inflação e ao hiato do produto no período t . Quando γ , α e τ tendem para zero, é possível mostrar que a equação 8 é reduzida à seguinte função de reação:

$$i_t = (1 - \theta_1) \left[i^* + \frac{\kappa\varphi}{\mu_i} E_{t-1} (\pi_t - \pi^*) + \frac{\lambda\varphi}{\mu_i} E_{t-1} x_t \right] + \theta_1 i_{t-1} \quad (9)$$

Nesse caso, a taxa de juros de política monetária responde linearmente ao hiato do produto esperado e à taxa de inflação esperada para o período t . Da comparação entre as equações 8 e 9, verifica-se que a presença de assimetrias

7 Palma e Portugal (2011) mostram evidências a favor de uma política monetária discricionária no Brasil para o período 2000-2010.

nos objetivos da autoridade monetária e a não linearidade na curva de Phillips implicam diretamente uma função de reação não linear.

4 Procedimentos Empíricos

Esta seção apresenta a forma reduzida para a regra de taxa de juros e a metodologia de filtro de Kalman com correção de viés que será utilizada para a estimação dos coeficientes das preferências assimétricas variantes no tempo para o BCB.

4.1 A Forma Reduzida da Função de Reação

Os procedimentos de estimação da função de reação (equação 8) e de teste da hipótese de preferências simétricas são complicados em razão da indeterminação de importantes parâmetros e da presença de parâmetros de incômodo (*nuisance parameters*) não identificados sob a hipótese de que $\gamma = \alpha = 0$.⁸ Para contornar esses problemas, os termos exponenciais na equação 8 são linearizados através de uma expansão de Taylor de segunda ordem ao redor de $\pi_t - \pi^* = 0$ e $x_t = 0$. Fazendo isso, chega-se à seguinte especificação para a regra de política monetária:

$$i_t = (1 - \theta_t) \left\{ i^* + \frac{\kappa\varphi}{\mu_t} E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) + \frac{\lambda\varphi}{\mu_t} E_{t-1}(x_t) + \frac{\alpha\kappa\varphi}{2\mu_t} E_{t-1}[(\pi_t - \pi^*)^2] + \right. \\ \left. + \frac{\alpha\lambda\varphi}{2\mu_t} E_{t-1}(x_t^2) + \frac{2\kappa^2\tau\varphi}{\mu_t} E_{t-1}[(\pi_t - \pi^*)x_t] \right\} + \theta_t i_{t-1} + \frac{o_t}{\mu_t} \quad (10)$$

em que o_t é o resto da expansão de Taylor.

Para chegar a uma especificação da função de reação que possa ser estimada, os valores esperados para inflação e hiato do produto são substituídos por seus valores realizados. Fazendo isso, tem-se:

$$i_t = (1 - \theta_t) \left\{ \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 x_t + \beta_3(\pi_t - \pi^*)^2 + \beta_4 x_t^2 + \beta_5(\pi_t - \pi^*)x_t \right\} + \theta_t i_{t-1} + e_t \quad (11)$$

em que

$$\beta_1 = \frac{\kappa\varphi}{\mu_i}, \beta_2 = \frac{\lambda\varphi}{\mu_i}, \beta_3 = \frac{\alpha\kappa\varphi}{2\mu_i}, \beta_4 = \frac{\gamma\lambda\varphi}{2\mu_i}, \beta_5 = \frac{2\kappa^2\tau\varphi}{\mu_i}, \theta_1 = \frac{\mu_{\Delta i}}{\mu_i + \mu_{\Delta i}} \quad (12)$$

8 Por exemplo, se $\gamma = \alpha = 0$, então os coeficientes relacionados à taxa de inflação e ao hiato do produto na função de reação (equação 8) são indeterminados.

e

$$e_t = -(1-\theta_1) \left\{ \begin{aligned} &\beta_1 [(\pi_t - \pi^*) - E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)] + \beta_2 (x_t - E_{t-1}x_t) + \beta_3 [(\pi_t - \pi^*)^2 - E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)^2] \\ &+ \beta_4 (x_t^2 - E_{t-1}x_t^2) + \beta_5 [(\pi_t - \pi^*)x_t - E_{t-1}((\pi_t - \pi^*)x_t)] \end{aligned} \right\} + \frac{o_t}{\mu_t} \quad (13)$$

são o termo de erro. De acordo com a equação 12, os parâmetros medindo as assimetrias na função perda do banco central, α e γ , podem ser identificados e estimados através das seguintes expressões $\alpha = 2\beta_3/\beta_1$ e $\gamma = 2\beta_4/\beta_2$.

4.2 Especificação da Função de Reação com Parâmetros Variantes no Tempo

Para captar possíveis mudanças na condução da política monetária e nas preferências do banco central, considera-se que os parâmetros da função de reação são variantes no tempo e assumem uma dinâmica de passeio aleatório, isto é,

$$i_t = \beta'_{0,t} + \beta'_{1,t}\tilde{\pi}_t + \beta'_{2,t}x_t + \beta'_{3,t}(\tilde{\pi}_t)^2 + \beta'_{4,t}(x_t)^2 + \beta'_{5,t}(\tilde{\pi}_t)x_t + \theta_i i_{t-1} + e_t, \quad (14)$$

$$e_t = - \left\{ \begin{aligned} &\beta'_{1,t}(\tilde{\pi}_t - E_{t-1}\tilde{\pi}_t) + \beta'_{2,t}(x_t - E_{t-1}x_t) + \beta'_{3,t}[\tilde{\pi}_t^2 - E_{t-1}(\tilde{\pi}_t)^2] \\ &+ \beta'_{4,t}[x_t^2 - E_{t-1}(x_t)^2] + \beta'_{5,t}[\tilde{\pi}_t x_t - E_{t-1}(\tilde{\pi}_t x_t)] \end{aligned} \right\} + \frac{o_t}{\mu_t}, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_e^2)$$

$$\beta'_{i,t} = (1-\theta_i)\beta_{i,t}, \quad i = 0, 1, \dots, 5 \quad (15)$$

$$\beta'_{i,t} = \beta'_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\varepsilon,i}^2) \quad (16)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_{6,t}, \quad \varepsilon_{6,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\varepsilon,6}^2) \quad (17)$$

em que $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \pi^*$ é o desvio da inflação em relação à meta (ou hiato da inflação).⁹ Os coeficientes $\beta'_{i,t}$ ($\beta_{i,t}$), $i = 0, 1, \dots, 5$, medem as respostas de curto prazo (longo prazo) da taxa Selic às variáveis explicativas da regra de política monetária. A partir da equação 12, é possível verificar que os parâmetros das assimetrias variantes

9 A suposição de que os parâmetros seguem uma dinâmica de passeio aleatório tem sido sugerida por Cooley e Prescott (1976) como uma forma de considerar a crítica de Lucas Jr. (1976) sobre a inadequação de modelos econométricos com parâmetros constantes para avaliação de política. Outros trabalhos que supõem que os parâmetros do modelo seguem um passeio aleatório são Cogley e Sargent (2001, 2005), Boivin (2006) e Kim e Nelson (2006).

no tempo podem ser obtidos através das seguintes expressões: $\alpha_t = 2\beta'_{3,t} / \beta'_{1,t}$ e $\gamma_t = 2\beta'_{4,t} / \beta'_{2,t}$.

Na equação 14, vê-se que o distúrbio e_t é uma combinação linear de erros de previsão e, por isso, correlacionado com as variáveis $\tilde{\pi}_t$, x_t , $(\tilde{\pi}_t)^2$, $(x_t)^2$ e $\tilde{\pi}_t x_t$. Diante disso, a estimação das equações 14 a 17 pelo filtro de Kalman convencional via máxima verossimilhança (MV) não pode ser realizada porque esse procedimento é derivado sob a hipótese de que os regressores e os distúrbios não são correlacionados.

A fim de corrigir o problema de endogeneidade, serão utilizadas variáveis instrumentais (VI). Em específico, as relações entre os regressores endógenos e os seus instrumentos são dadas por:

$$\tilde{\pi}_t = z'_t \delta_1 + v_{1t}, \quad v_{1t} \sim N(0, \sigma_{v1}^2) \quad (18)$$

$$x_t = z'_t \delta_2 + v_{2t}, \quad v_{2t} \sim N(0, \sigma_{v2}^2) \quad (19)$$

$$\tilde{\pi}_t^2 = z'_t \delta_3 + v_{3t}, \quad v_{3t} \sim N(0, \sigma_{v3}^2) \quad (20)$$

$$x_t^2 = z'_t \delta_4 + v_{4t}, \quad v_{4t} \sim N(0, \sigma_{v4}^2) \quad (21)$$

$$\tilde{\pi}_t x_t = z'_t \delta_5 + v_{5t}, \quad v_{5t} \sim N(0, \sigma_{v5}^2) \quad (22)$$

em que z_t é o vetor de instrumentos. Por simplicidade, será assumido que as relações entre os regressores endógenos e os instrumentos são constantes.

4.2.1 Um Procedimento de Máxima Verossimilhança em Dois Estágios

Este trabalho segue Kim (2006) e Kim e Nelson (2006) e utiliza um procedimento em dois estágios para a estimação da função de reação (equações 14 a 17). Para essa finalidade, as variáveis $\tilde{\pi}_t$, x_t , $(\tilde{\pi}_t)^2$, $(x_t)^2$ e $\tilde{\pi}_t x_t$ são decompostas de dois componentes: componente previsto e componente de erro de previsão. Fazendo isso, tem-se:

$$\begin{bmatrix} \tilde{\pi}_t \\ x_t \\ \tilde{\pi}_t^2 \\ x_t^2 \\ \tilde{\pi}_t x_t \end{bmatrix} = E \begin{bmatrix} \tilde{\pi}_t \\ x_t \\ \tilde{\pi}_t^2 \\ x_t^2 \\ \tilde{\pi}_t x_t \end{bmatrix} \Big| \psi_{t-1} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \\ v_{4t} \\ v_{5t} \end{bmatrix}, \quad (23)$$

$$\begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \\ v_{4t} \\ v_{5t} \end{bmatrix} = \Omega^{1/2} \begin{bmatrix} v_{1t}^* \\ v_{2t}^* \\ v_{3t}^* \\ v_{4t}^* \\ v_{5t}^* \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} v_{1t}^* \\ v_{2t}^* \\ v_{3t}^* \\ v_{4t}^* \\ v_{5t}^* \end{bmatrix} \sim i.i.d.N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \right) \quad (24)$$

em que ψ_{t-1} é a informação disponível em $t-1$ e Ω é a matriz de variância e covariância do vetor de erros de previsão, $v_t = [v_{1t} \ v_{2t} \ v_{3t} \ v_{4t} \ v_{5t}]'$.

Tomando o vetor 5x1 dos erros de previsão padronizados, $v_t^* = [v_{1t}^* \ v_{2t}^* \ v_{3t}^* \ v_{4t}^* \ v_{5t}^*]'$, tem-se a seguinte estrutura de covariância entre v_t^* e e_t :

$$\begin{bmatrix} v_t^* \\ e_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_5 & \rho \sigma_e \\ \rho' \sigma_e & \sigma_e^2 \end{bmatrix} \right), \quad (25)$$

em que $\rho = [\rho_1 \ \rho_2 \ \rho_3 \ \rho_4 \ \rho_5]'$ é um vetor de correlação constante. A decomposição de Cholesky para a matriz de covariância na equação 25 resulta na seguinte representação:

$$\begin{bmatrix} v_t^* \\ e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_5 & 0_5 \\ \rho' \sigma_e & \sqrt{(1 - \rho' \rho)} \sigma_e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \sim i.i.d.N \left(\begin{bmatrix} 0_5 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_2 & 0_5 \\ 0_5' & 1 \end{bmatrix} \right) \quad (26)$$

na qual 0_5 é o vetor 5x1 de zeros. Essa decomposição permite reescrever e_t da seguinte maneira:

$$e_t = \left(\begin{matrix} \rho_1 \sigma_e v_{1t}^* + \rho_2 \sigma_e v_{2t}^* + \rho_3 \sigma_e v_{3t}^* + \\ + \rho_4 \sigma_e v_{4t}^* + \rho_5 \sigma_e v_{5t}^* \end{matrix} \right) + \omega_t, \quad \omega_t \sim N(0, (1 - \rho_1^2 - \rho_2^2 - \rho_3^2 - \rho_4^2 - \rho_5^2) \sigma_e^2) \quad (27)$$

em que ω_t^* é não correlacionado com $v_{1t}^*, v_{2t}^*, v_{3t}^*, v_{4t}^*$ e v_{5t}^* . O papel da equação 27 é decompor e_t na equação 14 nos seguintes componentes: a) os componente $v_{1t}^*, v_{2t}^*, v_{3t}^*, v_{4t}^*$ e v_{5t}^* , que são correlacionados com $\tilde{\pi}_t, x_t, (\tilde{\pi}_t)^2, (x_t)^2$ e $\tilde{\pi}_t x_t$; e b) o componente ω_t^* , que não é correlacionado com os regressores endógenos.

Substituindo a equação 27 na equação 14, obtém-se:

$$i_t = \left[\beta'_{0,t} + \beta'_{1,t} \tilde{\pi}_t + \beta'_{2,t} x_t + \beta'_{3,t} (\tilde{\pi}_t)^2 + \beta'_{4,t} (x_t)^2 + \beta'_{5,t} (\tilde{\pi}_t) x_t + \theta_i i_{t-1} + \right] + \omega_t^* \quad (28)$$

$$+ \rho_1 \sigma_e v_{1t}^* + \rho_2 \sigma_e v_{2t}^* + \rho_3 \sigma_e v_{3t}^* + \rho_4 \sigma_e v_{4t}^* + \rho_5 \sigma_e v_{5t}^*$$

Na equação 28, o novo termo de erro é não correlacionado com $\tilde{\pi}_t, x_t, (\tilde{\pi}_t)^2, (x_t)^2, \tilde{\pi}_t x_t, v_{1t}^*, v_{2t}^*, v_{3t}^*, v_{4t}^*$ e v_{5t}^* . Dado isso, o procedimento da estimação por máxima verossimilhança se dá em dois passos:

Passo 1: estimar as equações 18 a 22 por MV ou mínimos quadrados ordinários

(MQO) e obter os erros de previsão padronizados, $\hat{v}_{1t}^*, \hat{v}_{2t}^*, \hat{v}_{3t}^*, \hat{v}_{4t}^*$ e \hat{v}_{5t}^* .

Passo 2: estimar por MV via filtro de Kalman a equação

$$i_t = \left[\beta'_{0,t} + \beta'_{1,t} \tilde{\pi}_t + \beta'_{2,t} x_t + \beta'_{3,t} (\tilde{\pi}_t)^2 + \beta'_{4,t} (x_t)^2 + \beta'_{5,t} (\tilde{\pi}_t) x_t + \theta_i i_{t-1} + \right] + \omega_t^* \quad (29)$$

$$+ \rho_1 \sigma_e \hat{v}_{1t}^* + \rho_2 \sigma_e \hat{v}_{2t}^* + \rho_3 \sigma_e \hat{v}_{3t}^* + \rho_4 \sigma_e \hat{v}_{4t}^* + \rho_5 \sigma_e \hat{v}_{5t}^*$$

junto com as equações 16 e 17.

Como destacado por Kim (2006) e Kim e Nelson (2006), os erros de previsão padronizados $\hat{v}_{1t}^*, \hat{v}_{2t}^*, \hat{v}_{3t}^*, \hat{v}_{4t}^*$ e \hat{v}_{5t}^* são incluídos na equação 29 como termos de correção de viés em semelhança ao procedimento de dois passos proposto por Heckman (1976). Os termos de correção de viés são inseridos a fim de capturar possíveis mudanças no grau de incerteza associados à inflação e ao hiato do produto, e que são consideradas na regra de política monetária (KIM; NELSON, 2006).

4.2.2 O Filtro de Kalman Aumentado

A função de reação da política monetária (equação 29) pode ser expressa como:

$$Y_t = \left(X_t' \beta_t + \rho_1 \sigma_e \hat{v}_{1t}^* + \rho_2 \sigma_e \hat{v}_{2t}^* + \rho_3 \sigma_e \hat{v}_{3t}^* + \rho_4 \sigma_e \hat{v}_{4t}^* + \rho_5 \sigma_e \hat{v}_{5t}^* \right) + \omega_t^*, \quad \omega_t^* \sim N \left(0, \left(1 - \sum_{j=1}^5 \rho_j^2 \right) \sigma_e^2 \right) \quad (30)$$

$$\beta_t' = \beta_{t-1}' + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma_\varepsilon) \quad (31)$$

em que $Y_t = i_t$, $X_t' = [1 \quad \tilde{\pi}_t \quad x_t \quad \tilde{\pi}_t^2 \quad x_t^2 \quad \tilde{\pi}_t x_t \quad i_{t-1}]'$ e $\beta_t' = [\beta'_{0,t} \quad \beta'_{1,t} \quad \beta'_{2,t} \quad \beta'_{3,t} \quad \beta'_{4,t} \quad \beta'_{5,t} \quad \theta_t]'$.

Para esse modelo, o filtro de Kalman pode ser descrito pelas equações: ¹⁰

$$\beta_{t|t-1} = F \beta_{t-1|t-1} \quad (32)$$

$$P_{t|t-1} = F P_{t-1|t-1} F' + \Sigma_\varepsilon \quad (33)$$

$$\eta_{t|t-1} = Y_t - X_t' \beta_{t-1|t-1} - \rho_1 \sigma_e v_{1t}^* - \rho_2 \sigma_e v_{2t}^* - \rho_3 \sigma_e v_{3t}^* - \rho_4 \sigma_e v_{4t}^* - \rho_5 \sigma_e v_{5t}^* \quad (34)$$

$$H_{t|t-1} = X_t' P_{t-1|t-1} X_t + \sigma_{\omega^*}^2 \quad (35)$$

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1} X_t H_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (36)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} X_t H_{t|t-1}^{-1} X_t' P_{t|t-1}. \quad (37)$$

Embora o filtro de Kalman forneça a inferência correta sobre β_t , as variâncias $P_{t|t-1}$ e $P_{t|t}$ são medidas incorretas. Para corrigir esse viés de endogeneidade, a inferência em β_t deverá ser condicionada aos termos de correção de viés v_{1t}^* , v_{2t}^* , v_{3t}^* , v_{4t}^* e v_{5t}^* . A equação 35 fornece a variância de Y_t condicionada à informação passada e aos termos de correção de viés. Assim, a equação 37 fornece a variância de β_t condicionada à informação no tempo t e aos termos de correção de viés. Entretanto, a correta variância condicional de Y_t e a correta variância de β_t não deveriam ser condicionadas aos termos de viés de correção. Para expurgar o efeito desses termos de correção, as inferências corretas para a variância condicional de β_t são obtidas pelo filtro de Kalman Aumentado, no qual as seguintes equações são inseridas:

$$H_{t|t-1}^* = X_t' P_{t|t-1} X_t + \sigma_e^2, \quad (38)$$

$$P_{t|t}^* = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} X_t H_{t|t-1}^{*-1} X_t' P_{t|t-1}, \quad (39)$$

10 Para mais detalhes sobre o filtro de Kalman, ver Kim e Nelson (1999).

$$P_{t+1|t}^* = FP_{t|t}^* F' + \Sigma_\varepsilon. \quad (40)$$

Para uma inferência mais apurada sobre β_t , estimam-se os valores suavizados desses parâmetros, $\beta_{t|T}$, em que se utiliza toda informação disponível na amostra. Seguindo Kim (2004), o filtro de suavização é dado pelas seguintes equações, que são interagidas para $t = T-1, T-2, \dots, 1$:

$$\beta_{t|T} = \beta_{t|t} + P_{t|t} P_{t+1|t}^{-1} (\beta_{t+1|T} - \beta_{t+1|t}) \quad (39)$$

$$P_{t|T}^* = P_{t|t}^* + P_{t|t} P_{t+1|t}^{-1} (P_{t+1|T}^* - P_{t+1|t}^*) P_{t+1|t}^{-1} P_{t|t}' \quad (40)$$

4.3 Descrição dos Dados

Os dados para a estimação da função de reação do BCB foram coletados juntos aos sites do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e do BCB. As variáveis têm periodicidade mensal e foram coletadas para o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2011.

A variável dependente i_t é a taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada. A taxa Selic é o principal instrumento da política monetária brasileira sob o sistema de metas de inflação.

A variável $\tilde{\pi}_t$ é o desvio da inflação (π_t) em relação à meta de inflação (π_t^*). A taxa de inflação é a inflação acumulada nos últimos 12 meses, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).¹¹ A série de metas de inflação refere-se às metas para a inflação acumulada nos próximos 12 meses. Como o Conselho Monetário Nacional (CMN) estabelece as metas de inflação para os anos calendário, os dados foram interpolados.¹²

O hiato do produto (x_t) foi mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente (y_t) e o produto potencial (yp_t), isto é, $x_t = 100 (y_t - yp_t)/yp_t$. Como o produto potencial é uma variável não observada, deve ser estimada. Diante disso, o filtro Hodrick-Prescott (HP) foi utilizado para obter uma proxy do produto potencial.

11 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.

12 Na construção da série de metas de inflação, foi considerado o fato de que o BCB perseguiu uma meta ajustada de 8,5%, em 2003, e 5,5%, em 2004, bem como uma meta de 5,1% em 2005. Para detalhes sobre as metas ajustadas e a meta anunciada para 2005, ver *Cartas Abertas* (de 2003 e 2004) enviadas pelo BCB ao Ministro da Fazenda e as notas da reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) de setembro de 2004.

5 Análise dos Resultados

5.1 Testes de Raiz Unitária

Antes da estimação da função de reação do BCB, testou-se se as variáveis utilizadas na análise são estacionárias. A estacionariedade de uma série temporal se dá quando a sua média e variância permanecem constantes ao longo do tempo, e o valor da covariância em dois períodos de tempo depende apenas da distância entre esses dois períodos.

Os testes realizados foram: *augmented* Dickey-Fuller (ADF); Phillips-Perron (PP); Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (ERS); e o sugerido por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001), o teste MZ_t^{GLS} . Para todos os testes, a hipótese nula é que a série é não estacionária. A escolha do número de defasagens a ser incluído em cada regressão, k , baseou-se no critério de informação Schwarz modificado (MSIC), considerando um número máximo de defasagens de $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$. Os testes incluíram um termo constante (c) e uma tendência linear (t), sempre que essa tenha sido estatisticamente significativa.

Tabela 1 - Testes de raiz unitária

Variável	Regressores exógenos	ADF(k)	PP	ERS(k)	$MZ_t^{GLS}(k)$
i_t	c, t	-3,04 ^{n.s} (4)	-2,55 ^{n.s}	4,53 ^{**} (4)	-3,06 ^{**} (4)
$\tilde{\pi}_t$	c	-2,13 ^{n.s} (1)	-2,06 ^{n.s}	2,94 ^{**} (1)	-2,06 ^{**} (1)
x_t	c	-3,49 [*] (0)	-3,72 [*]	1,77 [*] (0)	-2,77 [*] (0)
$(\tilde{\pi}_t)^2$	c	-1,94 ^{n.s} (0)	-2,51 ^{n.s}	3,34 ^{***} (0)	-1,90 ^{***} (0)
$(x_t)^2$	c	-3,18 ^{**} (2)	-4,82 [*]	1,30 [*] (2)	-3,05 [*] (2)
$\tilde{\pi}_t x_{1t}$	c	-3,56 [*] (0)	-4,05 [*]	1,60 [*] (0)	-2,91 [*] (0)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativo a 10%. ^{n.s} Não significativo.

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária. Todos os testes realizados mostram que a hipótese de raiz unitária é rejeitada para as variáveis hiato do produto, quadrado do hiato do produto e desvio da inflação multiplicado pelo hiato do produto. Isso implica que essas variáveis são integradas de ordem zero, $I(0)$.

Para as variáveis taxa Selic e desvio da inflação em relação à meta, os testes ADF e PP indicam que não são estacionárias, enquanto que os testes ERS e MZ_t^{GLS} permitem rejeitar a hipótese nula de raiz unitária a 5% de significância. Dado que o teste ERS tem um poder maior do que o ADF quando há componentes deter-

minísticos, e o teste MZ_t^{GLS} apresenta uma menor distorção em relação ao teste PP, considerou-se a taxa Selic e o desvio da inflação como variáveis estacionárias.

Por fim, os testes ERS e MZ_t^{GLS} permitem rejeitar a hipótese de raiz unitária para o quadrado do desvio da inflação a 10%, mas não a 5% de significância. Como a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária pode ser decorrente da existência de quebra estrutural na função de tendência, dois procedimentos foram tomados.¹³ Primeiro, utilizou-se a estatística $Exp-W_{FS}$, proposta por Perron e Yabu (2009), para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural na função de tendência do quadrado do desvio da inflação contra a hipótese alternativa de uma quebra no intercepto e inclinação da função tendência em data desconhecida.¹⁴ O valor calculado dessa estatística (49,3) implica na rejeição da hipótese de ausência de quebra a um nível de significância de 1%. Diante disso, foram realizados dois testes de raiz unitária que permitem múltiplas quebras estruturais.¹⁵ Seguindo Carrion-I-Silvestre, Kim e Perron (2009), as estatísticas MZ_a^{GLS} e MZ_t^{GLS} foram utilizadas para testar a hipótese nula de raiz unitária permitindo quebras estruturais na função tendência em datas desconhecidas sob ambas as hipóteses nula e alternativa. Os valores obtidos para MZ_a^{GLS} (-288,9) e MZ_t^{GLS} (-12,02) permitem rejeitar a hipótese de raiz unitária em $\tilde{\pi}_t$,² a 1% de significância.

5.2 Estimação da Função de Reação com Parâmetros Variantes no Tempo

Como destacado na seção 4.2.1, a primeira etapa para estimação da função de reação do BCB com parâmetros variantes no tempo diz respeito à obtenção das estimativas dos erros de previsão padronizados \hat{v}_{1t}^* , \hat{v}_{2t}^* , \hat{v}_{3t}^* , \hat{v}_{4t}^* e \hat{v}_{5t}^* . Para isso, as equações 18 a 22, que relacionam os regressores endógenos com os instrumentos, foram estimadas por MV. O conjunto de instrumentos incluiu um termo constante, as defasagens 1-3 da taxa Selic, da variação cambial, do quadrado do desvio da inflação e do quadrado do hiato do produto, as defasagens 1-3, 6, 9 e 11 do hiato da inflação e as defasagens 1,2, 6 e 9 do hiato do produto.¹⁶ Além dessas variáveis, a *dummy* d_{08M12} (=1 para dezembro de 2008 e 0, caso contrário) foi inserida nas regressões (equações 19 e 21) para captar o efeito da crise econômica

13 Ver, por exemplo, Perron (1989).

14 Perron e Yabu (2009) apresentam testes para quebra estrutural na função de tendência que não necessitam de um conhecimento, *a priori*, se o componente de ruído da série é estacionário ou apresenta uma raiz unitária. Esses autores mostram ainda que, para o caso em que a quebra estrutural é desconhecida, o funcional $Exp-W_{FS}$ do teste de Wald produz um teste com distribuições limites quase idênticas para o caso de um componente de ruído $I(0)$ ou $I(1)$. Em razão disso, os procedimentos de testes com quase o mesmo tamanho podem ser obtidos para aqueles dois casos.

15 Foram permitidas até quatro quebras estruturais em datas desconhecidas.

16 A variação cambial é a variação percentual da taxa de câmbio nominal real/dólar (média do período).

de 2008 sobre a economia brasileira. Como os testes de especificação preliminares indicaram a presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva, considerou-se que os erros das equações 18, 20 e 22 seguem um processo ARCH (2).

A Tabela 2 expõe os parâmetros estimados para a função de reação da política monetária com e sem os termos de correção de viés. As estimativas para os desvios padrões $\sigma_{\varepsilon,i}$, $i = 0,1,4$, são estatisticamente significativos. Esse resultado sugere que os coeficientes β_0 , β_1 e β_4 apresentaram variações ao longo do tempo. A evidência de parâmetros variantes no tempo na regra monetária do BCB é confirmada pelo teste razão de verossimilhança (LR) feito para testar a hipótese nula de parâmetros constantes ($H_0: \sigma_{\varepsilon,0} = \sigma_{\varepsilon,1} = \sigma_{\varepsilon,2} = \sigma_{\varepsilon,3} = \sigma_{\varepsilon,4} = \sigma_{\varepsilon,5} = \sigma_{\varepsilon,6} = 0$).¹⁷ Para a especificação com correção de viés, o valor e o p -valor da estatística LR foram, respectivamente, 160,32 e 0,000, indicando rejeição da hipótese nula a 1% de significância. Como o teste LR para estabilidade dos parâmetros é conservador, os resultados evidenciam fortemente mudanças na reação do BCB à inflação e/ou ao hiato do produto.

Em relação ao problema de endogeneidade dos regressores na função de reação, os resultados indicam que os coeficientes para o termo de correção de viés da inflação (ρ_1), do hiato do produto (ρ_2), da inflação ao quadrado (ρ_3), do hiato do produto ao quadrado (ρ_4) e da inflação vezes o hiato do produto (ρ_5) são todos estatisticamente insignificantes a 10%. Adicionalmente, o valor da estatística LR (6,98) para testar a hipótese nula de nenhuma endogeneidade ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = \rho_5 = 0$) mostra a não rejeição dessa hipótese para um nível de significância de 10%. Esses resultados sugerem que ignorar possíveis problemas de endogeneidade da inflação e do hiato do produto não resulta em vieses na estimação dos coeficientes tempo-variante da regra de política monetária. Posto isso, utilizou-se o filtro do Kalman convencional para a estimação do modelo.

Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros da regra de política monetária

Parâmetro	Modelo com termos de correção de viés		Modelo sem termos de correção de viés	
$\sigma_{\varepsilon,0}$	0,126	(0,033)	0,133	(0,029)
$\sigma_{\varepsilon,1}$	0,093	(0,011)	0,090	(0,011)
$\sigma_{\varepsilon,2}$	0,000	(0,005)	0,000	(0,006)
$\sigma_{\varepsilon,3}$	0,000	(0,006)	0,000	(0,006)
$\sigma_{\varepsilon,4}$	0,002	(0,001)	0,003	(0,001)
$\sigma_{\varepsilon,5}$	0,000	(0,002)	0,000	(0,002)

continua...

17 O valor log-likelihood para o modelo com parâmetros constantes e termos de correção de viés foi -92,1733.

conclusão...

Parâmetro	Modelo com termos de correção de viés		Modelo sem termos de correção de viés	
$\sigma_{e,6}$	0,000	(0,006)	0,000	(0,008)
σ_e	0,051	(0,049)	0,032	(0,057)
ρ_1	-0,218	(0,329)	-	-
ρ_2	0,252	(0,539)	-	-
ρ_3	0,854	(0,793)	-	-
ρ_4	-0,587	(0,523)	-	-
ρ_5	0,149	(0,374)	-	-
$\ln(L)$	-12,010		-15,499	
$LB1(24)$	0,2830		0,3530	
$LB2(24)$	0,9450		0,6500	
JB	0,0085		0,0102	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: $LB1(24)$ refere-se ao p-valor da estatística Ljung-Box para autocorrelação serial dos resíduos padronizados até a ordem 24. $LB2(24)$ refere-se ao p-valor da estatística Ljung-Box para autocorrelação serial dos resíduos padronizados ao quadrado até a ordem 24. JB refere-se à estatística Jarque-Bera. Valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão.

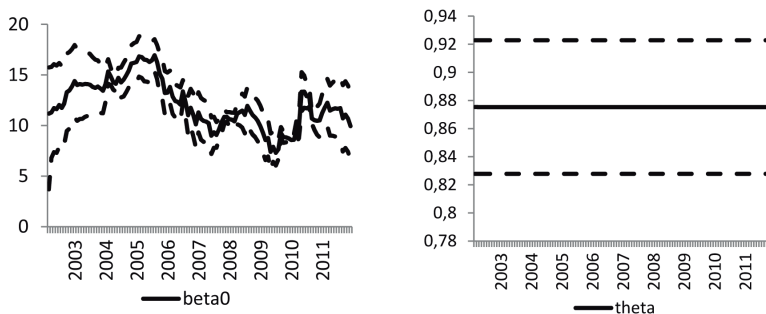
Com a finalidade de testar se os modelos estão adequadamente especificados, realizaram-se os testes Ljung-Box (LB) para autocorrelação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao quadrado. Os resultados mostram que não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial dos resíduos. Já o teste Jarque-Bera mostra que a hipótese nula de normalidade não é rejeitada apenas para a especificação sem termos de correção de viés e a um nível de significância de 1%.

A Figura 2 mostra os comportamentos dos coeficientes $\beta_{o|T}$ e $\theta_{t|T}$ (bem como as bandas de confiança de um erro-padrão) para o modelo sem termos de correção de viés.¹⁸ O parâmetro $\beta_{o|T}$ representa a meta implícita para a taxa de juros Selic (i^*), ou seja, a taxa de juros desejada quando a taxa de inflação for igual a sua meta e o produto for igual ao produto potencial. Como se pode observar, entre março de 2002 e julho de 2006, as estimativas para essa meta mantiveram-se acima de 10% ao ano. Já entre o período de agosto de 2006 a dezembro de 2011, as estimativas da meta para a taxa Selic oscilaram abaixo de 10% ao ano. Para o perfí-

18 Como a hipótese nula de não endogeneidade dos regressores não foi rejeitada, a evolução dos coeficientes variantes no tempo é apresentada apenas para o modelo sem termos de correção de viés.

odo analisado, a média da meta implícita para a taxa Selic foi de 11%. A redução em i^* parece ser consistente com a maior estabilidade da economia brasileira após 2003 e com a crise econômica mundial de 2008-2009, o que favoreceu o BCB a perseguir menores metas para a taxa Selic. Em adição, a Figura 2 mostra que o coeficiente de suavização da taxa Selic, $\theta_{t|T}$, manteve-se estável (em 0,875) ao longo do período analisado. Esse resultado é semelhante ao reportado por Minella *et al.* (2003) e Sánchez-Fung (2011).

Figura 2 - Evolução dos coeficientes $\beta_{0t|T}$ e $\theta_{t|T}$

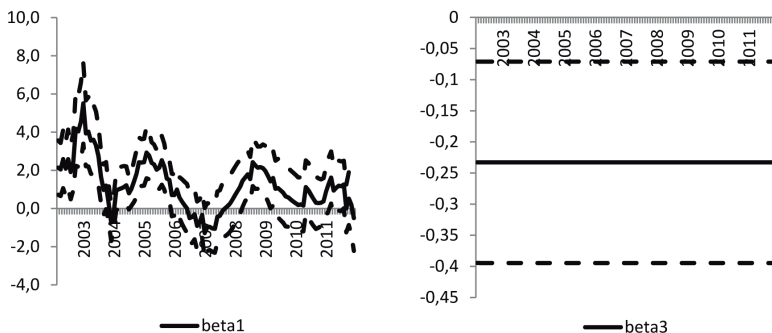


Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas tracejadas indicam ± 1 erro-padrão.

Na Figura 3 são apresentadas as estimativas dos coeficientes $\beta_{1t|T}$ e $\beta_{3t|T}$, que medem as respostas de longo prazo da taxa Selic ao desvios da inflação em relação à meta e ao quadrado desse desvio, respectivamente. Com relação a $\beta_{1t|T}$, os resultados indicam que essa resposta apresentou elevada oscilação no período, variando entre -1,3 e 5,5. É possível observar ainda que essa resposta do BCB exibe uma tendência decrescente ao longo do período analisado. Para o parâmetro $\beta_{3t|T}$, as estimativas indicam que esse coeficiente permaneceu constante em -0,233. Vale destacar que um valor negativo para $\beta_{3t|T}$ 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 dessa taxa de juros causado por uma elevação no desvio da inflação de mesma magnitude. Esse resultado também foi encontrado por Aragón e Portugal (2010), Moura e Carvalho (2010), Sá e Portugal (2011) e Medeiros e Aragón (2013) e está em conformidade com uma autoridade monetária que tem uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta.

Figura 3 - Evolução dos coeficientes $\beta_{1|T}$ e $\beta_{3|T}$

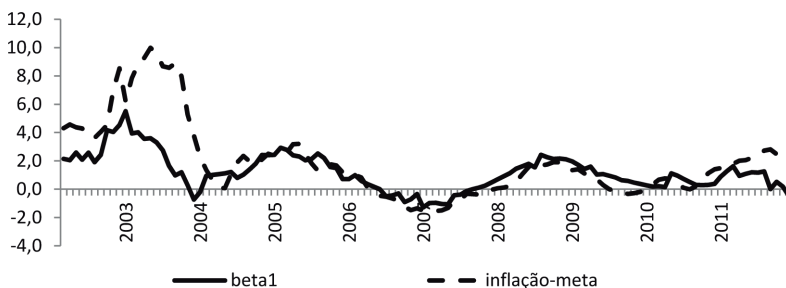


Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas tracejadas indicam ± 1 erro-padrão.

Quando se compara o comportamento de $\beta_{1|T}$ com o do desvio da inflação em relação à meta, pode-se verificar que, em geral, o BCB tem elevado (diminuído) a sua resposta em períodos de aumentos (reduções) nesse desvio (ver Figura 4). Entretanto, observa-se que, em certos períodos, enquanto o hiato da inflação aumentava (diminuída), a resposta da taxa Selic diminuía (aumentava). Isso ocorreu, por exemplo, em quase todo o ano de 2003 e primeiro trimestre de 2004, e a partir de 2010.

Figura 4 - Evolução do coeficiente $\beta_{1|T}$ e do desvio da inflação em relação à meta

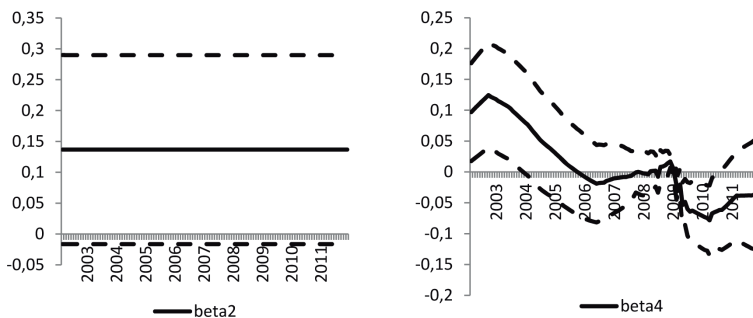


Fonte: Elaboração própria.

No que se refere à resposta da taxa Selic ao hiato do produto, medido pelo coeficiente $\beta_{2|T}$, a Figura 5 mostra que esse coeficiente ficou estável em 0,137 durante todo o período analisado. Embora as estimativas tenham o sinal esperado teoricamente, as bandas de confiança não permitem rejeitar a hipótese de que $\beta_{2|T}$ foi estatisticamente igual a zero. Isso sugere que, apesar das oscilações do produto

nesse período e da crise econômica que atingiu o Brasil em 2008-2009, o BCB não respondeu de forma significativa ao nível do hiato do produto. Com relação à evolução do coeficiente $\beta_{4t|T}$, que mede a resposta da taxa Selic em relação ao quadrado do hiato do produto, os resultados indicam uma tendência de queda no valor desse parâmetro ao longo do período. Além disso, o intervalo de confiança indica que as estimativas foram positivas entre março de 2002 e dezembro de 2003, negativas no período de maio de 2009 a julho de 2010 e estatisticamente iguais a zero nos demais períodos.

Figura 5 - Evolução dos coeficientes $\beta_{2t|T}$ e $\beta_{4t|T}$

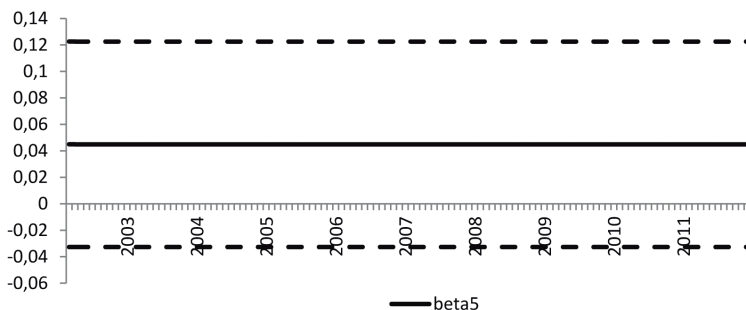


Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas tracejadas indicam ± 1 erro-padrão.

A reação da taxa Selic à interação do desvio da inflação com o hiato do produto é apresentada na Figura 6. Como mostrado na seção 4.1, essa resposta advém da possível convexidade da curva de Phillips (medida por τ). Os resultados indicam que β_5 manteve-se constante e apresentou o sinal esperado, mas as estimativas não foram estatisticamente significativas. Isso sugere que a resposta não linear do BCB à inflação e/ou hiato do produto não é decorrente de possíveis não linearidades presentes na curva de Phillips.

Figura 6 - Evolução do coeficiente $\beta_{\pi|T}$

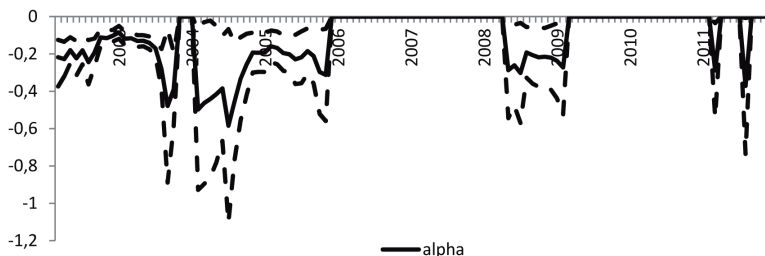


Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas tracejadas indicam ± 1 erro-padrão.

A fim de verificar possíveis mudanças nas preferências do BCB com relação à inflação, as estimativas suavizadas de α_t foram obtidas através da expressão $\alpha_{i|T} = 2\beta_{3i|T}/\beta_{1i|T}$, e os erros-padrão foram calculados usando o método delta. O exame prévio do comportamento de $\alpha_{i|T}$ identificou alguns picos de curta duração que foram estatisticamente insignificantes e dificultaram a visualização dos demais valores desse coeficiente. Diante disso, apenas as estimativas desse parâmetro cujo intervalo de confiança não incluiu o valor zero são apresentadas na Figura 7. Os resultados indicam uma variabilidade desse coeficiente de assimetria. Em específico, é possível observar que, em grande parte do período 2002-2005, as estimativas desse parâmetro apresentaram o sinal negativo. Isso indica que desvios negativos da inflação em relação à meta de um dado tamanho geram uma maior perda para o BCB do que os desvios positivos de mesma magnitude. É importante ressaltar que uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta é um comportamento oposto ao esperado por uma autoridade monetária que está mais preocupada em engendrar credibilidade à sua política desinflacionária. Para o período 2006-2010, verifica-se que, em geral, as estimativas de α_t não foram estatisticamente diferentes de zero, indicando que a função perda do BCB foi quadrática com relação aos desvios da inflação com relação à meta.

Figura 7 - Evolução do coeficiente $\alpha_{t|T}$

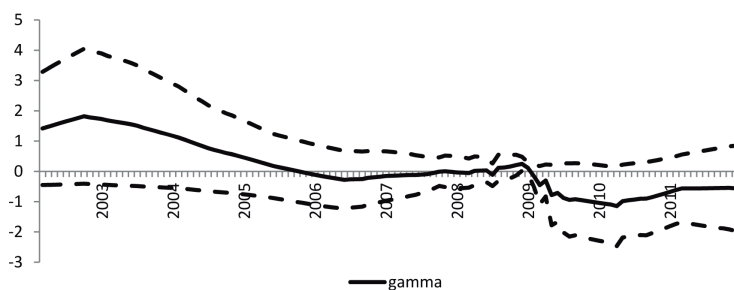


Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas tracejadas indicam ± 1 erro-padrão.

A Figura 8 mostra o comportamento do parâmetro $\gamma_{t|T}$, que mede a assimetria associada ao hiato do produto. Os resultados indicam uma tendência de queda gradual desse parâmetro ao longo do período analisado. Nota-se ainda que, entre março de 2002 e outubro de 2005, o coeficiente apresentou um valor positivo. Isso parece sugerir que o BCB apresentou uma demanda por recessão. Entretanto, a elevada incerteza acerca das estimativas de γ , visualizadas através das bandas de confiança, indicam uma preferência simétrica do BCB com relação ao hiato do produto. Isso está em conformidade com os resultados encontrados por Aragón e Portugal (2010), Sá e Portugal (2011) e Medeiros e Aragón (2013).

Figura 8 - Evolução do coeficiente $\gamma_{t|T}$



Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas tracejadas indicam ± 1 erro-padrão.

6 Considerações Finais

Este trabalho estimou uma função de reação com parâmetros variando no tempo para examinar mudanças nos coeficientes medindo assimetrias nas preferências do BCB. Além disso, foi verificado se não linearidades na regra monetária

do BCB foram decorrentes da convexidade da curva de Phillips. A fim de considerar o problema de endogeneidade dos regressores da função de reação, utilizou-se um procedimento de estimação em dois passos proposto por Kim (2006) e Kim e Nelson (2006).

Antes de prosseguir com as estimações, dois testes LR foram feitos. Primeiro, testou-se a hipótese nula de que os parâmetros da regra monetária são constantes. O resultado encontrado indicou que os coeficientes da regra de política do BCB têm mudado ao longo do período analisado. Com relação ao problema de endogeneidade, o teste LR não rejeitou a hipótese de exogeneidade dos regressores da função de reação. Diante disso, utilizou o filtro de Kalman convencional para a estimação do modelo.

Os resultados obtidos permitiram identificar importantes características da condução da política monetária pelo BCB. Primeiramente, constatou-se uma redução da meta implícita para a taxa Selic ao longo do período analisado. Isso provavelmente decorreu da maior estabilidade da economia brasileira após 2003 e foi favorecido pela recente crise mundial. Em relação à resposta da taxa de juros ao desvio da inflação de sua meta, observou-se uma considerável variação desse coeficiente no tempo, mas com uma tendência de queda. Já as estimativas para a reação da taxa Selic ao quadrado do hiato da inflação indicaram que esse coeficiente permaneceu estável e apresentou um sinal negativo, sugerindo uma preferência assimétrica por uma inflação acima da meta. Observou-se também que: a) a resposta da taxa Selic ao hiato do produto foi constante, mas não significativa; b) o BCB reduziu a sua resposta ao quadrado do hiato do produto; e c) a reação da taxa Selic à interação do desvio da inflação com o hiato do produto manteve-se constante, mas não foi estatisticamente diferente de zero. Essa última constatação sugere que a resposta não linear do BCB à inflação e/ou hiato do produto não advém da possível convexidade da curva de Phillips.

Com relação às preferências do BCB, três resultados puderam ser ressaltados. Primeiro, o BCB apresentou, em geral, uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta no período 2002-2005. Segundo, para o período 2006-2011, as estimativas para o parâmetro α não foram, em geral, estatisticamente diferentes de zero, indicando uma preferência simétrica com relação ao hiato da inflação. Por fim, o coeficiente medindo a preferência assimétrica com relação ao hiato do produto apresentou uma tendência decrescente, mas não foi estatisticamente significativa. Isso indica que a autoridade monetária brasileira não apresentou uma preferência assimétrica por um produto acima ou abaixo do produto potencial.

Referências

ARAGÓN, E. K. 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, p. 373-399, 2010.

BLINDER, A. *Central Banking in theory and practice*. Massachusetts: The MIT Press, 1998.

BOIVIN, J. Has U.S. monetary policy changed? Evidence from drifting coefficients and real-time data. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 38, n. 5, p. 1149-1173, 2006.

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.

CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; KIM, D.; PERRON, P. GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, v. 25, n. 6, p. 1754-1792, 2009.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

_____. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998.

CLARK, P. B.; LAXTON, D.; ROSE, D. Asymmetry in the U.S. output-inflation nexus: issues and evidence. *IMF Staff Papers*, v. 43, n. 1, p. 216-251, 1996.

COGLEY, T.; SARGENT, T. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics*, v. 4, n. 2, p. 262-302, 2005.

_____. Evolving Post World War II U.S. inflation dynamics. In: BERNANKE, B.; ROGOFF, K. (Ed.). *NBER Macroeconomics Annual 2001*. v. 16. Chicago: MIT Press, 2001.

COOLEY, T.; PRECOSTT, E. Estimation in the presence of stochastic parameter variation. *Econometrica*, v. 44, n. 1, p. 167-184, 1976.

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

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

_____. Non Linear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: evidence from the UK and the US. *The B.E Journal of Macroeconomics*, v. 8, n. 1, p. 1-31, 2008.

DOLADO, J. J.; MARÍA-DOLORES, R.; NAVEIRA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. *European Economic Review*, v. 49, n. 2, p. 485-503, 2005.

DOLADO, J. J.; MARÍA-DOLORES, R.; RUGE-MURCIA, F. J. Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, v. 8, n. 3, p. 1-34, 2004.

- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- FILARDO, A. New evidence on the output cost of fighting inflation. *Economic Review*, v. 3, n. Q III, p. 33-62, 1998.
- HECKMAN, J.J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 5, n. 4, p. 475-492, 1976.
- IKEDA, T. Time-varying asymmetries in central bank preferences: the case of the ECB. *Journal of Macroeconomics*, v. 32, n. 4, p. 1054-1066, 2010.
- KIM, C. J. *Time-varying-parameter models with endogenous regressors: a two-step MLE approach and an augmented Kalman filter*. 2004. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=516684>>. Acesso em: 20 de maio de 2005.
- _____. Time-varying-parameter models with endogenous regressors. *Economics Letters*, v. 91, n. 1, p. 21-26, 2006.
- KIM, C. J.; NELSON, C. R. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: a time-varying parameter model using ex post data. *Journal of Monetary Economics*, v. 53, n. 8, p. 1949-1966, 2006.
- _____. *State-space models with regime switching classical and gibbs-sampling approaches with applications*. Cambridge: The MIT Press, 1999.
- LUCAS JR., R. E. Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 1, n. 1, p. 19-46, 1976.
- MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. S. B. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: a study for Brazil. *Economía*, v.14, n. 2, p. 61-76, 2013.
- MINELLA, A. *et al.* Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003.
- MOURA, M. L.; CARVALHO A. What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*, v. 32, n. 1, p. 392-404, 2010.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Optimal discretionary monetary policy in a model of asymmetric central bank preferences. *Economic Journal*, v. 113, n. 489, p. 657-665, 2003.
- _____. Optimal monetary policy with a nonlinear Philips curve. *Econometric Letters*, v. 67, n. 2, p. 159-164, 2000.
- ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. Inflation zone targeting. *European Economic Review*, v. 44, n. 7, p. 1351-1387, 2000.

PALMA, A. A.; PORTUGAL, M.S. Preferences of the Central Bank of Brazil under the Inflation Targeting regime: commitment vs. discretion. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 4, p. 347-358, 2011.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P.; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *The Review of Economic Studies*, v. 63, n. 3, p. 435-463, 1996.

PERRON, P; YABU, T. Testing for shifts in the trend with as integrated or stationary noise component. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 27, n. 3, p. 369-396, 2009.

PHILLIPS, A. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.

SÁ, R.; PORTUGAL, M. S. Central Bank and asymmetric preferences: an application of sieve estimators to the U.S. and Brazil. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2011. (Texto para Discussão, 10).

SÁNCHEZ-FUNG, J. R. Estimating monetary policy reaction functions for emerging market economies: the case of Brazil. *Economic Modelling*, v. 28, n. 4, p. 1730-1738, 2011.

SCHALING, E. The nonlinear curve and inflation forecast targeting: symmetric versus asymmetric monetary policy rules. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 36, n.3, p. 361-386, 2004.

STIGLITZ, J. Reflections on the natural rate hypothesis. *Journal of Economic Perspective*, v. 11, n. 1, p. 3-10, 1997.

SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and US inflation: the case of asymmetric preferences. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 31, n. 1, p. 305-324, 2007a.

SURICO, P. The monetary policy of the European Central Bank. *Scandinavian Journal of Economic*, v. 109, n. 1, p. 115-135, 2007b.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, n. 1, p. 195-214, 1993.

VARIAN, H. A Bayesian approach to real estate assessment. In: FEINBERG, S.; ZELLNER, A. (Ed.). *Studies in Bayesian Economics in Honour of L. J. Savage*. Amsterdam: North-Holland, 1974.

Recebido em: 06/03/2013.

Aceito em: 13/01/2014.