

Mudanças na política monetária do Brasil: evidências de uma função de reação com parâmetros variando no tempo e regressores endógenos

Gabriela Bezerra de Medeiros*
Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón**

Resumo: Este trabalho estima uma função de reação *forward-looking* com parâmetros variando no tempo para verificar mudanças na condução da política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. Como a regra de política apresenta regressores endógenos, o filtro de Kalman convencional não pode ser aplicado. Diante disso, um procedimento em dois passos do tipo de Heckman (1976) é utilizado para estimação consistente dos hiperparâmetros do modelo. Os resultados mostram que: i) há forte evidência empírica de endogeneidade dos regressores da regra de política monetária; ii) a resposta da taxa Selic à inflação varia consideravelmente ao longo do período e tem mostrado uma tendência decrescente; iii) desde meados de 2010, a regra de política tem violado o princípio de Taylor; iv) a meta implícita para a taxa Selic tem exibido uma queda ao longo do período; v) o coeficiente de suavização da taxa de juros tem apresentado uma relativa estabilidade.

Palavras-Chave: regra de política monetária *forward-looking*; modelo com parâmetros variando no tempo; Brasil.

Abstract: This paper estimates a forward-looking reaction function with time-varying parameters to examine changes in Brazilian monetary policy under the inflation-targeting regime. As the monetary policy rule has endogenous regressors, the conventional Kalman filter cannot be applied. Thus, a Heckman-type (1976) two-step procedure is used for consistent estimation of the hyper-parameters of the model. The results show that: i) there is strong empirical evidence of endogeneity in the regressors of the policy rule; ii) the response of the Selic rate to inflation varies considerably over time and has shown a decreasing trend; iii) since mid-2010, policy rule has violated the Taylor principle; iv) the implicit target for the Selic rate has shown a decline over time; v) the degree of interest rate smoothing has shown a relative stability.

Keywords: forward-looking monetary policy rule; time-varying parameter model; Brazil.

JEL Classification: C32, E52, C50.

Área 3: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

1 Introdução

Nos últimos 20 anos, vários trabalhos têm estimado diferentes especificações da função de reação a fim de estudar as decisões dos bancos centrais acerca da taxa de juros de política monetária. Uma especificação bastante conhecida é a regra de Taylor (1993), dada por:

$$i_t = i^* + 1,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5y_t$$

De acordo com essa regra, o banco central aumenta a taxa de juros nominal, i_t , em resposta aos desvios da inflação em relação à meta, $\pi_t - \pi^*$, e ao hiato do produto, y_t .

Outra especificação que tem recebido considerável atenção é a função de reação *forward-looking* proposta por Clarida et al. (1998, 2000):

* Doutoranda em Economia Aplicada pelo PPGE/UFRGS. Email: gabriela.bm@hotmail.com

** Professor do PPGE/UFPB e Pós-doutorando pelo PPGE/UFRGS. Email: edilean@hotmail.com

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta E_t(\pi_{t+n}) + \delta E_t(Y_{t+n})] + \rho i_{t-1} + v_t$$

Neste tipo de regra de política, o *policymaker* ajusta a taxa de juros corrente com base nos valores futuros esperados para inflação (π_{t+n}) e hiato do produto (y_{t+n}).

Várias pesquisas na literatura nacional buscam estimar funções de reação para a política monetária.¹ Dentro dessa literatura, alguns trabalhos têm destacado importantes variações nos coeficientes da regra de política monetária. Por exemplo, Salgado et al. (2005) constatam diferentes dinâmicas da taxa de juros Selic durante e fora de períodos de crises cambiais. Policano e Bueno (2006) mostram que as repostas da taxa Selic a inflação, produto e taxa de câmbio foram diferentes entre os períodos pré- e pós-metas de inflação. Bueno (2005) e Lima et al. (2007) estimam as funções de reação com mudança de regime markoviana e apontam para a existência de diferentes regimes de política pós-plano Real. Barcellos Neto e Portugal (2007) encontram evidências empíricas de que, na administração de Henrique Meirelles, a taxa Selic tem respondido menos aos desvios na inflação esperada em relação a sua meta e mais a variações cambiais quando comparada a administração de Armínio Fraga. Medeiros e Aragón (2011) constatam que a autoridade monetária brasileira reagiu mais fortemente a desvios da inflação em relação à meta e ao hiato do produto após 2003.

Neste trabalho, procura-se estimar uma função de reação com parâmetros variando no tempo para analisar possíveis mudanças na condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil (BCB) durante o regime de metas de inflação. Como a regra de política monetária proposta apresenta regressores endógenos, o filtro de Kalman convencional leva a inferências inválidas acerca do modelo e, por isso, não deve ser aplicado. Diante disso, segue-se Kim (2006) e utiliza-se um procedimento de estimação em dois passos, semelhante ao de Heckman (1976). Nesse procedimento, os termos de correção de viés são inseridos no segundo passo. Para corrigir possíveis problemas de regressores gerados, o filtro de Kalman Aumentado é utilizado. Testa-se também a hipótese nula de ausência de endogeneidade na função de reação da autoridade monetária.

Além desta introdução, este trabalho é constituído por quatro seções. A segunda seção apresenta o modelo teórico utilizado no estudo. Na seção 3, tem-se a especificação da forma reduzida da função de reação, bem como as descrições do procedimento de estimação em dois passos e do filtro de Kalman Aumentado. A quarta seção apresenta a análise dos resultados. As conclusões finais do trabalho estão na quinta seção.

2 Política monetária ótima em uma economia *forward-looking*

A fim de analisar as decisões ótimas da política monetária, segue-se Clarida et al. (1999) e considera-se um modelo com três componentes. O primeiro diz respeito às restrições do problema de controle do *policymaker* e consiste em duas equações: uma curva IS, que governa a dinâmica do produto; e uma curva de Phillips, que descreve a dinâmica da inflação. O segundo é a função perda do banco central que descreve os objetivos da política monetária. O terceiro componente é a regra ótima de política monetária que mostra como o banco central determina a trajetória ótima para a taxa de juros nominal.

¹ Ver, por exemplo, Silva e Portugal (2001), Minella et al. (2003), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Teles e Brundo (2006), e Aragón e Portugal (2010).

2.1 A estrutura da economia

Nesta subsecção, faz-se uma breve descrição da versão log-linearizada do modelo novo-keynesiano com preços rígidos analisado por Clarida et al. (1999). De acordo com este modelo, a evolução de uma economia é representada pelo seguinte sistema de duas equações:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t^d \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + k y_t + u_t^s \quad (2)$$

onde y_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, $E_t y_{t+1}$ 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, u_t^d e u_t^s são, respectivamente, um choque de demanda e um choque de custos. Os parâmetros φ , k e α são constantes positivas.²

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 α de manter o preço do produto fixado em qualquer período do tempo (Calvo, 1983). Dado que a probabilidade α é supostamente constante e independente do tempo decorrido desde o último ajuste, a duração média em que o preço permanece fixado é $1/1-\alpha$. 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 u_t^d e u_t^s são dados pelos processos auto-regressivos:

$$u_t^d = \rho_{u^d} u_{t-1}^d + \hat{u}_t^d \quad (3)$$

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

sendo $0 \leq \rho_{u^d}, \rho_{u^s} \leq 1$, \hat{u}_t^d e \hat{u}_t^s são variáveis aleatórias com média zero e desvio padrão σ_{μ^d} e σ_{μ^s} , respectivamente.

2.2 A função perda do banco central e a regra monetária ótima

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

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

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

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

$$L_t = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*) + \lambda y_t^2 + \mu_i (i_t - i^*)^2 + \mu_{\Delta i} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \quad (6)$$

em que π^* é a meta de inflação, λ é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial, e μ_i e $\mu_{\Delta i}$ são os pesos relativos dados à estabilização da taxa de juros ao redor de uma meta implícita, i^* , e da taxa de juros no período $t-1$, i_{t-1} .³ A autoridade monetária é assumida estabilizar a inflação em torno da meta de inflação, manter o hiato do produto fechado a zero, e estabilizar a taxa de juros nominal em torno da meta i^* e da taxa de juros nominal em $t-1$.

Para a resolução do problema de otimização (5), supõe-se que a política monetária é discricionária.⁴ Isto implica que o banco central 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 sequência de problemas de otimização estática. Assim, tomando a condição de primeira ordem chega-se a seguinte expressão:

$$-\kappa\gamma E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) - \lambda\gamma E_{t-1}(y_t) + \mu_i(i_t - i^*) + \mu_{\Delta i}(i_t - i_{t-1}) = 0 \quad (7)$$

Resolvendo para i_t , pode-se expressar a regra de política monetária da seguinte forma:

$$i_t = (1 - \theta) \left[\beta_0 + \beta_1 E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) + \beta_2 E_{t-1}(y_t) \right] + \theta i_{t-1} \quad (8)$$

em que $\beta_0 = i^*$; $\beta_1 = \frac{\kappa\gamma}{\mu_i}$; $\beta_2 = \frac{\lambda\gamma}{\mu_i}$; $\theta = \frac{\mu_{\Delta i}}{\mu_i + \mu_{\Delta i}}$.

A partir da equação (8), observa-se que a taxa de juros nominal ótima no período t responde linearmente aos desvios da taxa de inflação esperada em relação a meta de inflação, e ao hiato do produto esperado para o período t . Em relação ao parâmetro de suavização, θ , pode-se observar que: i) $\mu_i > 0$ e $\mu_{\Delta i} > 0$, então $0 < \theta < 1$; ii) se $\mu_i = 0$ e $\mu_{\Delta i} > 0$, então $\theta = 1$; iii) se $\mu_{\Delta i} = 0$ e $\mu_i > 0$, então $\theta = 0$; iv) se $\mu_i = \mu_{\Delta i} = 0$, então θ será indeterminado.

3 Uma regra monetária com parâmetros variantes no tempo e o procedimento em dois passos

Com o objetivo de estimar a forma reduzida da função de reação (8), um choque aleatório exógeno para a taxa de juros, m_t , é incluído nessa expressão. Assume-se que esse choque é *i.i.d* e pode ser interpretado como o componente puramente aleatório da política monetária. Além disso, a fim de captar mudanças na condução da política, considera-se que os parâmetros da função de reação são variantes no tempo e assumem

³ A suavização da taxa de juros é justificada por várias razões, tais como: i) presença de incertezas quanto aos valores dos dados e dos coeficientes do modelo macroeconômico; ii) grandes mudanças na taxa de juros poderiam desestabilizar os mercados cambial e financeiro; iii) constantes variações na taxa de juros de curto prazo, mesmo se forem pequenas, provocariam grande efeito sobre a demanda agregada e taxa de inflação. Para uma pesquisa teórica e empírica sobre suavizamento da taxa de juros de política monetária, ver Clarida et al. (1998), Sack (1998), Woodford (1999, 2003) e Sack e Wieland (2000).

⁴ Palma e Portugal (2011) encontram evidências a favor de uma política monetária discricionária no Brasil para o período de 2000 a 2010.

uma dinâmica de passeio aleatório. Essa especificação, proposta por Cooley e Prescott (1976) e usada em vários trabalhos, é uma forma de considerar a crítica de Lucas (1976) sobre a inadequação de modelos econométricos com parâmetros constantes para avaliação de política.⁵ Por fim, os valores esperados da inflação e hiato do produto em (8) são substituídos por seus valores observados. A partir dessas alterações, chega-se a seguinte função de reação com parâmetros variantes no tempo:

$$i_t = \beta'_{0,t} + \beta'_{1,t}(\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_{2,t}y_t + \theta_t i_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_e^2) \quad (9)$$

$$\beta'_{i,t} = (1 - \theta_t)\beta'_{i,t}, \quad i = 0, 1, 2 \quad (10)$$

$$\beta'_{i,t} = \beta'_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\varepsilon,i}^2) \quad (11)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_{3,t}, \quad \varepsilon_{3,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\varepsilon,3}^2) \quad (12)$$

em que $e_t = -[\beta'_{1,t}(\pi_t - E_{t-1}(\pi_t)) + \beta'_{2,t}(y_t - E_{t-1}(y_t))] + m_t$. Os coeficientes $\beta'_{1,t}$ e $\beta'_{2,t}$ ($\beta_{1,t}$ e $\beta_{2,t}$) medem a resposta de curto prazo (longo prazo) da taxa Selic à inflação e ao hiato do produto.

Como os erros de previsão da inflação e do hiato do produto compõem o termo e_t , é possível observar que π_t e y_t são correlacionados com esse termo de erro. Nesse caso, a estimação de (9)-(12) pelo filtro de Kalman convencional via Máxima Verossimilhança não pode ser realizada porque esse procedimento é derivado sob a suposição de que os regressores e os distúrbios não são correlacionados.

Para corrigir o problema de endogeneidade, serão utilizadas variáveis instrumentais. Em específico, as relações entre os regressores endógenos e os seus instrumentos serão dadas por:

$$\pi_t = z_t' \delta_1 + v_{1t}, \quad v_{1t} \sim N(0, \sigma_{v_1}^2) \quad (13)$$

$$y_t = z_t' \delta_2 + v_{2t}, \quad v_{2t} \sim N(0, \sigma_{v_2}^2) \quad (14)$$

em que z_t é o vetor dos instrumentos. Por simplicidade, assume-se que as relações entre os regressores endógenos e os seus instrumentos são constantes.

3.1 Um procedimento de Máxima Verossimilhança em dois passos

O procedimento de estimação em dois passos parte da decomposição de π_t e y_t em dois componentes: componentes previstos e os componentes de erros de previsão. Fazendo isto, tem-se:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = E \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} | \psi_{t-1} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

$$\begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} = \Omega^{1/2} \begin{bmatrix} v_{1t}^* \\ v_{2t}^* \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} v_{1t}^* \\ v_{2t}^* \end{bmatrix} \sim i.i.d.N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right) \quad (16)$$

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

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

⁵ Exemplos de 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).

$$\begin{bmatrix} v_t^* \\ e_t \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_2 & \rho\sigma_e \\ \rho'\sigma_e & \sigma_e^2 \end{bmatrix}\right) \quad (17)$$

onde $\rho = [\rho_1 \ \rho_2]'$ é um vetor de correlação constante. Como em Kim (2006), a decomposição de Cholesky da matriz de covariância resulta na representação a seguir:

$$\begin{bmatrix} v_t^* \\ e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_2 & \rho\sigma_e \\ \rho'\sigma_e & \sqrt{(1-\rho'\rho)}\sigma_e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \sim i.i.d.N\left(\begin{bmatrix} 0_2 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_2 & 0_2 \\ 0_2 & 1 \end{bmatrix}\right) \quad (18)$$

em que 0_2 é um vetor 2x1 de zeros. De (18), tem-se que:

$$e_t = \rho_1\sigma_e v_{1t}^* + \rho_2\sigma_e v_{2t}^* + \omega_t^*, \quad \omega_t^* \sim N(0, (1-\rho_1^2 - \rho_2^2)\sigma_e^2) \quad (19)$$

onde ω_t^* é não correlacionado com v_{1t}^* ou v_{2t}^* . A equação (19) mostra que e_t na equação (9) pode ser decomposto nos seguintes componentes: i) v_{1t}^* e v_{2t}^* , que são correlacionados com π_t e y_t ; e ii) o componente ω_t , que não é correlacionado com π_t e y_t . Substituindo a equação (19) em (9), tem-se:

$$i_t = \beta'_{0,t} + \beta'_{1,t}(\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_{2,t}y_t + \theta_t i_{t-1} + \rho_1\sigma_e v_{1t}^* + \rho_2\sigma_e v_{2t}^* + \omega_t^* \quad (9')$$

Na equação (9'), o novo termo de erro é não correlacionado com π_t , y_t , v_{1t}^* ou v_{2t}^* . Dado isto, o procedimento da estimação por Máxima Verossimilhança (MV) se dá em dois passos:

Passo 1: Estimar as equações (13) e (14) por MV ou Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e obter os erros de previsão padronizados, \hat{v}_{1t}^* e \hat{v}_{2t}^* .

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

$$i_t = \beta'_{0,t} + \beta'_{1,t}(\pi_t - \pi_t^*) + \beta'_{2,t}y_t + \theta_t i_{t-1} + \rho_1\sigma_e \hat{v}_{1t}^* + \rho_2\sigma_e \hat{v}_{2t}^* + \omega_t^* \quad (9'')$$

junto com as equações (11) e (12).

Como destacado por Kim e Nelson (2006), os erros de previsão padronizados \hat{v}_{1t}^* e \hat{v}_{2t}^* são incluídos em (9'') como termos de correção de viés. Isso é semelhante ao procedimento de dois passos proposto por Heckman (1976). Nesse caso, 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.

3.1.1 O filtro de Kalman Aumentado

A função de reação com parâmetros variando no tempo (9'') pode ser expressa como:

$$i_t = X_t' \beta_t + \rho_1\sigma_e \hat{v}_{1t}^* + \rho_2\sigma_e \hat{v}_{2t}^* + \omega_t^*, \quad \omega_t^* \sim N(0, (1-\rho_1^2 - \rho_2^2)\sigma_e^2) \quad (20)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma_\varepsilon) \quad (21)$$

onde $X_t' = [1 \ \tilde{\pi}_t \ y_t \ i_{t-1}]$, $\beta_t = [\beta_{0,t} \ \beta_{1,t} \ \beta_{2,t} \ \theta_t]'$ e $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \pi_t^*$ é o desvio da inflação com relação à meta.

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

$$\beta_{t|t-1} = F \beta_{t-1|t-1}, \quad (22)$$

$$P_{t|t-1} = F P_{t-1|t-1} F' + \Sigma_\varepsilon, \quad (23)$$

$$\eta_{t|t-1} = i_t - X_t' \beta_{t-1|t-1} - \rho_1 \sigma_e v_{1t}^* - \rho_2 \sigma_e v_{2t}^*, \quad (24)$$

$$H_{t|t-1} = X_t' P_{t|t-1} X_t + \sigma_e^2, \quad (25)$$

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1} X_t H_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1}, \quad (26)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} X_t H_{t|t-1}^{-1} X_t' P_{t|t-1}. \quad (27)$$

Embora o filtro de Kalman forneça a inferência correta em β_t , as variâncias $P_{t|t-1}$ e $P_{t|t}$ são medidas incorretas. Para corrigir o viés de endogeneidade, a inferência em β_t deve ser condicionada aos termos de correção de viés v_{1t}^* e v_{2t}^* . Assim, a equação (26) fornece a variância de β_t condicionada à informação no tempo t e aos termos de correção de viés. Em contraposição, a correta variância de β_t não pode ser condicionada aos termos de correção de viés. A fim de expurgar o efeito desses termos de correção, as inferências corrigidas para a variância condicional de β_t são obtidas pelo filtro de Kalman Aumentado, onde as seguintes equações são inseridas:

$$H_{t|t-1}^* = X_t' P_{t|t-1} X_t + \sigma_e^2, \quad (28)$$

$$P_{t|t}^* = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} X_t H_{t|t-1}^{*-1} X_t' P_{t|t-1}, \quad (29)$$

$$P_{t+1|t}^* = F P_{t|t}^* F' + \Sigma_e. \quad (30)$$

Para uma inferência mais apurada sobre β_t , estimam-se os valores suavizados desses parâmetros, $\beta_{t|T}$, no qual utiliza toda informação disponível na amostra. Seguindo Kim (2004), o filtro de suavização é dado pelas seguintes equações que são interagidas para $t=T-1, T-2, \dots, 1$:

$$\beta_{t|T} = \beta_{t|t} + P_{t|t} P_{t+1|t}^{-1} (\beta_{t+1|T} - \beta_{t+1|t}) \quad (31)$$

$$P_{t|T}^* = P_{t|t}^* + P_{t|t} P_{t+1|t}^{-1} (P_{t+1|T}^* - P_{t+1|t}^*) P_{t+1|t}^{-1} P_{t|t}^* \quad (32)$$

3.2 Uma especificação alternativa para a função de reação do BCB

Seguindo Minella et al. (2003), Minella e Souza-Sobrinho (2009) e Aragón e Portugal (2010), também será estimada uma especificação da função de reação que inclui o desvio das expectativas de inflação em relação a meta de inflação. Neste caso, a regra de política monetária é expressa por:

$$i_t = \beta'_{0,t} + \beta'_{1,t} (\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*) + \beta'_{2,t} y_t + \theta_t i_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_e^2) \quad (33)$$

$$\beta'_{i,t} = (1 - \theta_t) \beta'_{i,t}, \quad i = 0, 1, 2 \quad (34)$$

$$\beta'_{i,t} = \beta'_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\varepsilon,i}^2) \quad (35)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_{3,t}, \quad \varepsilon_{3,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\varepsilon,3}^2) \quad (36)$$

onde $\pi_{t,t+1}^e$ é a inflação esperada doze meses à frente condicionada à informação disponível em t .

Visto que $\pi_{t,t+1}^e$ e y_t são variáveis potencialmente endógenas, o procedimento de estimação descrito acima será utilizado da seguinte forma:⁶

i) as regressões

⁶ Sobre os determinantes das expectativas de inflação no Brasil, ver Bevilaqua et al. (2007) e Carvalho e Minella (2012).

$$\pi_{t,t+1}^e = z_t' \delta_1 + v_{1t}, \quad v_{1t} \sim N(0, \sigma_{v1}^2) \quad (37)$$

$$y_t = z_t' \delta_2 + v_{2t}, \quad v_{2t} \sim N(0, \sigma_{v2}^2) \quad (38)$$

serão estimadas por MQO ou ML e os de previsão padronizados, \hat{v}_{1t}^* e \hat{v}_{2t}^* serão obtidos;
ii) estimar por MV via filtro de Kalman a função de reação

$$i_t = \beta'_{0,t} + \beta'_{1,t} \tilde{\pi}_{t,t+1}^e + \beta'_{2,t} y_t + \theta_i i_{t-1} + \rho_1 \sigma_e \hat{v}_{1t}^* + \rho_2 \sigma_e \hat{v}_{2t}^* + \omega_t \quad (39)$$

onde $\tilde{\pi}_{t,t+1}^e = \pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$ é o desvio da inflação esperada com relação à meta de inflação.

4 Resultados

4.1 Descrição dos dados e testes de raiz unitária

Para a estimação das especificações da função de reação do BCB, foram consideradas séries mensais para o período compreendido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2011.⁷ As séries foram obtidas dos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e BCB.

A variável taxa de juros i_t é a taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada. Esta variável tem sido utilizada como o principal instrumento da política monetária sob o sistema de metas inflacionárias.

A inflação é medida pela variação percentual acumulada nos últimos doze meses do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).⁸ 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.⁹

A inflação esperada ($\pi_{t,t+1}^e$) diz respeito a mediana das previsões de inflação doze meses a frente (inflação acumulada entre t e $t+11$) feitas pelo mercado e coletadas pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do BCB. Para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2001, a pesquisa do BCB não apresenta informações diretas sobre a inflação esperada para os próximos doze meses, mas dispõe de informações sobre as expectativas de inflação para o ano corrente e seguinte. Nesse caso, segue-se Minella e Souza-Sobrinho (2009) e aproxima-se $\pi_{t,t+1}^e$ subtraindo-se o valor efetivo da inflação até o mês corrente das expectativas para o ano corrente e utilizando as expectativas para o ano seguinte proporcionalmente ao número de meses restantes.

O hiato do produto (y_t) é mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente (y_t) e o produto potencial (yp_t), isto é, $x_t =$

⁷ Embora a amostra comece em janeiro de 2000, as observações usadas para a estimação da função de reação (no segundo passo) iniciam-se em novembro de 2001. Isso se deve à utilização das 12 primeiras observações como valores iniciais nas regressões estimadas no primeiro passo, e das próximas 10 observações para obtenção dos valores iniciais dos coeficientes da regressão no segundo passo. Esse último procedimento é sugerido por Kim e Nelson (1999, 2006) para diminuir o efeito dos valores iniciais arbitrários dos parâmetros β 's sobre o valor da função de log-verossimilhança.

⁸ O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e é o índice de preços utilizado como referência para o regime de metas de inflação.

⁹ 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.

$100(y_t - yp_t)/yp_t$. Aqui, um importante problema surge porque o produto potencial é uma variável não observada e, por isso, deve ser estimado. Diante disso, tomou-se a tendência do produto estimada pelo filtro Hodrick-Prescott (HP) como *proxy* para o produto potencial.

O conjunto das variáveis instrumentais inclui um termo constante, as defasagens 1-3 da taxa Selic e da variação cambial (ΔE_t), as defasagens 1-3, 6, 9 e 12 da inflação (ou inflação esperada), e as defasagens 2-4, 6, 9 e 12 do hiato do produto.¹⁰ Além dessas variáveis, foram inseridas nas regressões para o hiato do produto (equações 14 e 38) as *dummies* d_{02M10} e d_{08M11} para os períodos 2002M10 e 2008M11:2009M1, e nas regressões para inflação e inflação esperada (equações 13 e 37) a *dummy* d_{02M11} para o período 2002M11.¹¹

Antes de proceder com as estimações, testou-se se as variáveis descritas acima são estacionárias. Inicialmente, a ordem de integração das variáveis foi investigada através de seis testes, a saber: ADF (*Augmented Dickey-Fuller*); Phillips-Perron (PP); KPSS, proposto por Kwiatkowski et al. (1992); ERS, de Elliot et al. (1996); e os testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , sugerido por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001). A hipótese nula dos testes ADF, PP, ERS, MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} é que a série é não estacionária (ou raiz unitária), enquanto que o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária. Como indicado por Ng e Perron (2001), a escolha do número de defasagens (k) foi baseada no critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de defasagens de $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$. Foram incluídas como componentes determinísticos a constante (c) e uma tendência linear (t) para o caso em que esses componentes foram estatisticamente significativos.

Tabela 1: Testes de raiz unitária

Variável	Regressores Exógenos	ADF(k)	PP	KPSS	ERS(k)	$MZ_{\alpha}^{GLS}(k)$	$MZ_t^{GLS}(k)$
i_t	c,t	-3,04 ^{n.s} (4)	-2,55 ^{n.s}	0,14 ^{***}	4,53 ^{**} (4)	-9,01 ^{n.s} (9)	-2,12 ^{n.s} (9)
Δi_t	-	-3,67 [*] (0)	-3,92 [*]	0,04 ^{n.s}	1,11 [*] (0)	-23,3 ^{**} (0)	-3,40 ^{**} (0)
π_t	c	-1,75 ^{n.s} (13)	-2,27 ^{n.s}	0,48 ^{**}	3,24 ^{***} (13)	-6,43 ^{***} (13)	-1,78 ^{***} (13)
$\pi_{t,t+11}^e$	c	-3,09 ^{**} (2)	-2,93 ^{**}	0,40 ^{***}	2,56 ^{**} (2)	-10,5 ^{**} (2)	-2,28 ^{**} (2)
π_t^*	c	-2,87 ^{***} (0)	-3,01 ^{**}	0,11 ^{n.s}	4,84 ^{n.s} (0)	-6,57 ^{***} (0)	-1,77 ^{***} (0)
y_t	-	-3,51 [*] (0)	-3,73 [*]	0,03 ^{n.s}	1,77 [*] (0)	-15,4 [*] (0)	-2,77 [*] (0)
ΔE_t^*	-	-4,49 [*] (3)	-7,75 [*]	0,15 ^{n.s}	0,78 [*] (3)	-6,51 ^{***} (13)	-1,75 ^{***} (13)

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativo a 10%. n.s Não-significativo.

Os testes da Tabela 1 mostram, em geral, que se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária nas séries de inflação, inflação esperada, meta de inflação, hiato do produto e variação cambial. Para a taxa Selic, os resultados mostram que essa variável é não estacionária em nível, mas estacionária em primeira diferença.

Como a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária na taxa Selic pode ser decorrente da existência de quebra estrutural na função de tendência, dois procedimentos foram tomados.¹² Primeiro, utilizou-se a estatística $\text{Exp-}W_{FS}$, proposta por Perron e Yabu (2009), para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural na função de tendência da taxa Selic contra a hipótese alternativa de uma quebra no

¹⁰ A variação cambial é a variação percentual da taxa de câmbio nominal real/dólar (média do período).

¹¹ Estas *dummies* foram inseridas para captar o forte aumento da inflação corrente e expectativas inflacionárias no final de 2002, a crise econômica de 2008 e um *outlier* (2002:10) na série de hiato do produto.

¹² Ver, por exemplo, Perron (1989).

intercepto e inclinação da função tendência em data desconhecida.¹³ O valor calculado dessa estatística (8,07) 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 com quebra estrutural. Seguindo Carrion-i-Silvestre et al. (2009), as estatísticas MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} foram utilizadas para testar a hipótese nula de raiz unitária permitindo uma quebra estrutural na função tendência em data desconhecida sob ambas as hipóteses nula e alternativa. Os valores obtidos para MZ_{α}^{GLS} (-29,2) e MZ_t^{GLS} (-3,79) permitem rejeitar a hipótese de raiz unitária na taxa Selic a 5% de significância.

4.2 Estimação da função de reação com parâmetros variantes no tempo

O primeiro passo para estimação da função de reação do BCB consistiu na obtenção das estimativas dos erros de previsão padronizados, \hat{v}_{1t}^* e \hat{v}_{2t}^* . Para isto, as equações (13), (14), (37) e (38), que relacionam os regressores endógenos com os instrumentos, foram estimadas por ML. Como testes de especificação preliminares indicaram a presença de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, considerou-se que os erros das equações (13) e (37) seguem um processo GARCH(1,1) e GARCH(2,1), respectivamente. É importante dizer ainda que, a estatística F para as regressões estimadas nessa primeira etapa foi sempre superior ao valor 10 indicado por Staiger e Stock (1997) como *threshold* acima do qual o problema de instrumentos fracos não é observado.

A Tabela 2 mostra os parâmetros estimados para a função de reação da política monetária (9'') com e sem os termos de correção de viés. As estimativas para os desvios padrões $\sigma_{\varepsilon,i}$, $i=0,1,2$, são estatisticamente significativos, sugerindo que há variação temporal nos coeficientes β 's da regra de política monetária. Essa evidência é corroborada pelo teste Razão de Verossimilhança (LR) calculado para a hipótese nula de parâmetros constantes ($H_0: \sigma_{\varepsilon,0} = \sigma_{\varepsilon,1} = \sigma_{\varepsilon,2} = \sigma_{\varepsilon,3} = 0$).¹⁴ Para a especificação com correção de viés, o valor e p -valor da estatística LR foram, respectivamente, 173,96 e 0,0000, indicando rejeição da hipótese nula a 1% de significância. Como o teste LR para estabilidade dos parâmetros é conservador¹⁵, os resultados encontrados aqui indicam fortemente que a reação do BCB à inflação e ao hiato do produto tem mudado ao longo do tempo.

Em relação ao problema de endogeneidade dos regressores na função de reação, observa-se que apenas o coeficiente estimado para o termo de correção de viés do hiato do produto, ρ_2 , foi significativo. Todavia, o valor da estatística LR (13,65) para testar a hipótese nula de nenhuma endogeneidade ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$) indica a rejeição dessa hipótese para um nível de significância de 1%. Esses resultados indicam que ignorar possíveis problemas de endogeneidade da inflação e hiato do produto pode resultar em sérios vieses na estimação dos coeficientes tempo-variantes da regra de política monetária.

¹³ 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.

¹⁴ O valor log-likelihood para o modelo com parâmetros constantes e termos de correção de viés foi -93,88.

¹⁵ Ver Kim e Nelson (1999, 2006).

Para saber se os modelos estão especificados adequadamente, a Tabela 2 mostra ainda os testes Ljung-Box (*LB*) para autocorrelação serial dos resíduos padronizados e dos resíduos padronizados ao quadrado, e a estatística *H* para testar a hipótese nula de que os resíduos padronizados são homocedásticos.¹⁶ Os resultados desses testes mostram que os erros de previsão padronizados dos modelos estimados não são serialmente correlacionados e apresentam uma variância constante. Além disso, não se rejeita a hipótese nula de que não há heterocedasticidade condicional regressiva (efeito ARCH) nesses erros de previsão.

Tabela 2: Estimativas dos parâmetros da função de reação (9")

Parâmetros	Modelo com termos de correção de viés		Modelo sem termos de correção de viés	
	Estimativa	Desvio Padrão	Estimativa	Desvio Padrão
$\sigma_{\varepsilon,0}$	0,0973	0,0368	0,1379	0,0232
$\sigma_{\varepsilon,1}$	0,0811	0,0103	0,0882	0,0114
$\sigma_{\varepsilon,2}$	0,0187	0,0074	0,0196	0,0096
$\sigma_{\varepsilon,3}$	7,43e-6	5,81e-5	0,0008	0,0017
σ_e	0,0946	0,0406	2,73e-5	0,0002
ρ_1	-0,1080	0,1575	-	
ρ_2	-0,8605	0,2120	-	
<i>Testes de especificação</i>				
$LB_1(24)$	21,991	(0,341)	28,020	(0,109)
$LB_2(24)$	15,672	(0,737)	10,987	(0,947)
$H(41)$	1,0173	(0,478)	1,0362	(0,455)
$\ln(L)$	-6,8994		-13,7234	

Nota: $LB_1(24)$ refere-se a estatística Ljung-Box para autocorrelação serial dos resíduos padronizados até a ordem 24. $LB_2(24)$ refere-se à estatística Ljung-Box para autocorrelação serial dos resíduos padronizados ao quadrado até a ordem 24. $H(41)$ refere-se a estatística *H* para testar a homocedasticidade dos resíduos padronizados. Valor entre parênteses refere-se ao *p*-valor.

O comportamento dos coeficientes da função de reação com termos de correção de viés são apresentados abaixo. Na Figura 1, tem-se as trajetórias de $\beta_{0t|T}$ e do coeficiente de persistência, $\theta_{t|T}$, junto com as bandas de confiança de ± 1 desvio padrão. Como mostra a equação (8), o coeficiente $\beta_{0t|T}$ pode ser interpretado como a meta implícita para a taxa de juros (i^*). É possível observar que, na maior parte do período entre 2003:1 e 2005:9, as estimativas para a meta da taxa Selic mantiveram-se acima de 14% ao ano. Em contraposição, do período de 2006 a 2011, essa meta estimada variou entre 6,62% e 12,44%. A redução em β_0 parece ser consistente com a maior estabilidade da economia brasileira após 2003 e com a crise econômica mundial vigente desde 2008, o que favoreceu o BCB a perseguir menores metas para a inflação e taxa Selic. Em relação ao coeficiente de suavização da taxa de juros, os resultados revelam uma relativa estabilidade desse parâmetro ao longo do período. Entre novembro de 2001 e dezembro de 2011, esse coeficiente caiu apenas de 0,924 para 0,909.

¹⁶ Sobre a estatística *H*, ver Commandeur e Koopman (2007).

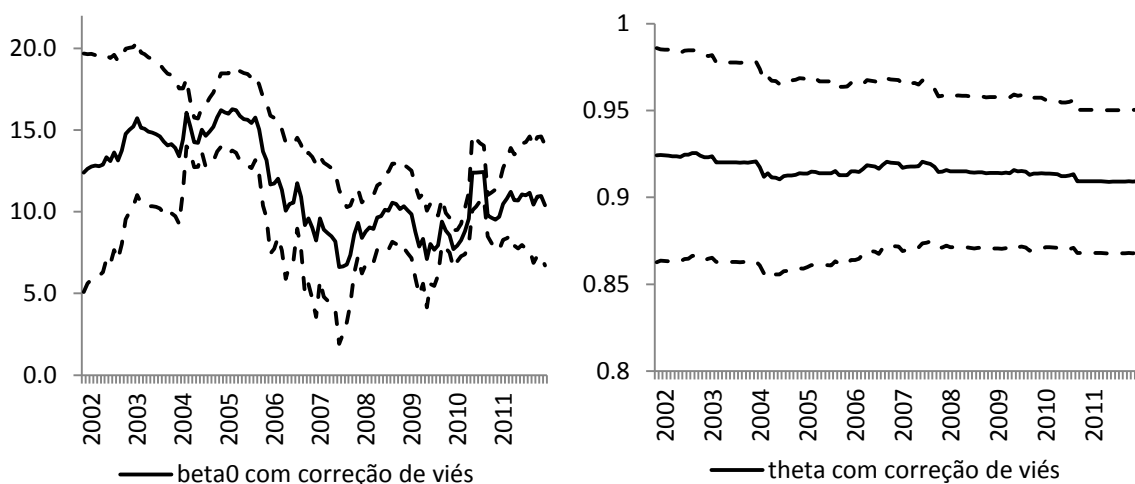


Figura 1: Evoluções dos coeficientes $\beta_{0/T}$ e $\theta_{1/T}$ (linhas tracejadas indicam ± 1 desvio padrão)

A Figura 2 mostra a evolução do coeficiente $\beta_{1/T}$, que mede a resposta de longo prazo da taxa Selic aos desvios da inflação em relação à meta, $\tilde{\pi}_t$. Os resultados indicam que essa resposta apresentou elevada oscilação no período, variando entre -3,5 e 5,5. Pode-se constatar ainda que, em aproximadamente 61% do período analisado, a regra de taxa de juros não atendeu ao princípio de Taylor (1993), pois o valor desse coeficiente foi menor do que 1 (linha azul no gráfico). Isso está em linha com as evidências obtidas por Bueno (2005) e Lima et al. (2007).

Quando se compara o comportamento de $\beta_{1/T}$ com o do desvio da inflação em relação a meta, pode-se verificar que, em geral, o BCB tem elevado (diminuído) a sua resposta em períodos de aumentos (reduções) nesse desvio (ver Fig. 2). Entretanto, duas exceções podem ser notadas. No primeiro semestre de 2003, o valor de β_1 diminuiu, enquanto que a inflação permaneceu distanciando-se de sua meta. Isso é novamente observado a partir março de 2011, quando o hiato da inflação subiu e alcançou níveis verificados em 2005, ao passo que a resposta da taxa Selic à inflação foi reduzida.

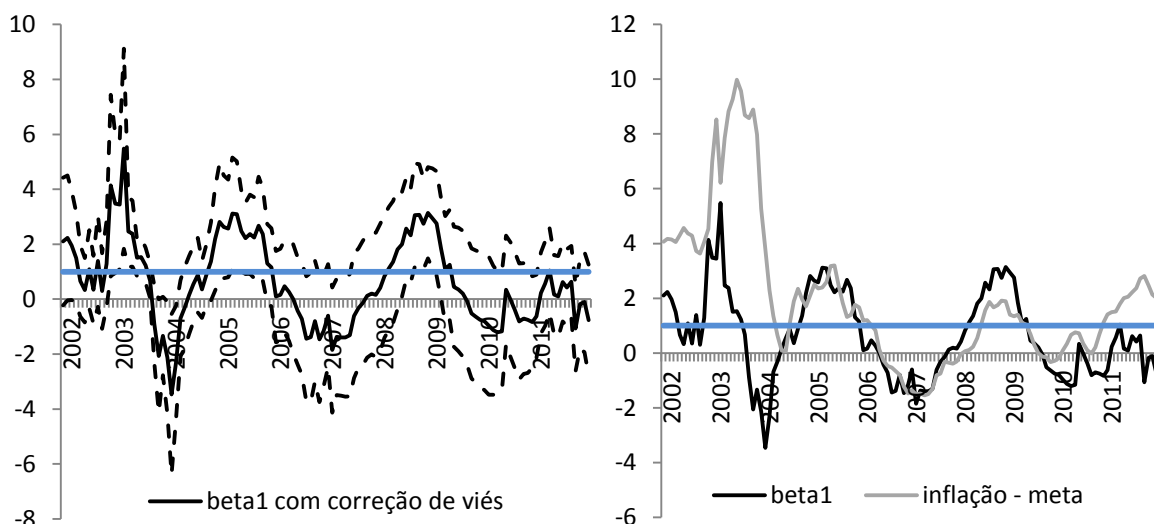


Figura 2: Evolução do coeficiente $\beta_{1/T}$ (linhas tracejadas indicam ± 1 desvio padrão) e do desvio da inflação em relação a meta

A resposta da taxa Selic ao hiato do produto ($\beta_{2/T}$) é mostrada na Figura 3. De início, observa-se que este coeficiente permaneceu elevado entre o quatro trimestre de

2002 e primeiro semestre de 2003, e apresentou uma maior estabilidade de 2004 até meados de 2008. Embora não se possa identificar uma nítida relação entre β_{2tT} e o hiato do produto, as estimativas sugerem que, desde a crise econômica de 2008-2009, o BCB tem aumentado a resposta da taxa Selic à atividade real.

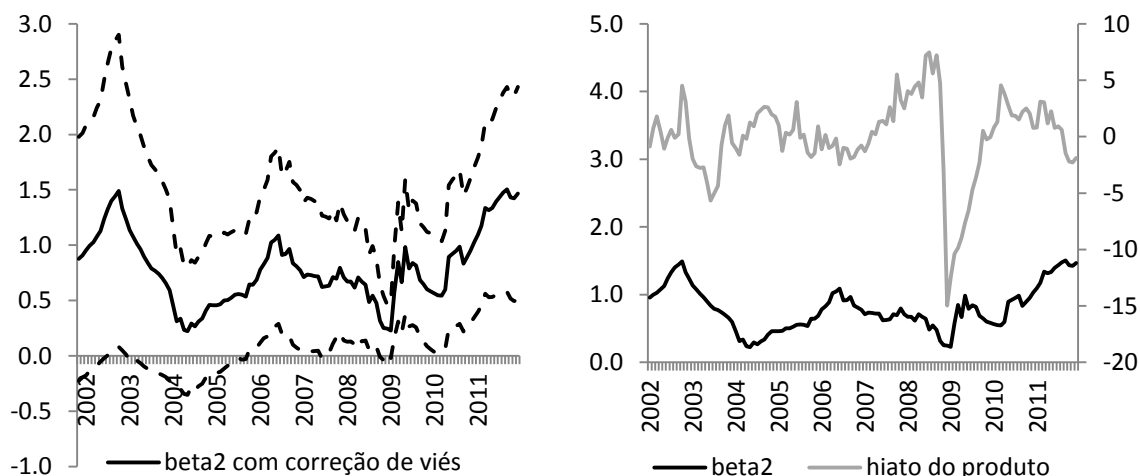


Figura 3: Evolução do coeficiente β_{2tT} (linhas tracejadas indicam ± 1 desvio padrão) e do hiato do produto

As estimativas dos parâmetros da função de reação (39) são apresentadas na Tabela 3. Como no modelo anterior, a estatística LR (102,63) mostra que a hipótese nula de parâmetros constantes é rejeitada a 1% de significância.¹⁷ Adicionalmente, o teste LR do modelo com correção de viés contra o modelo sem correção leva a rejeição da hipótese nula de exogeneidade da inflação esperada e hiato do produto na função de reação da política monetária.

Tabela 3: Estimativas dos parâmetros da função de reação (39)

Parâmetros	Modelo com termos de correção de viés		Modelo sem termos de correção de viés	
	Estimativa	Desvio Padrão	Estimativa	Desvio Padrão
$\sigma_{\varepsilon,0}$	0,0002	0,0009	0,0616	0,0698
$\sigma_{\varepsilon,1}$	0,1299	0,0373	0,1342	0,0378
$\sigma_{\varepsilon,2}$	2,13e-6	0,0003	4,70e-7	9,71e-6
$\sigma_{\varepsilon,3}$	0,0155	0,0019	0,0162	0,0024
σ_e	0,0619	0,0328	0,0002	0,0021
ρ_1	-0,5050	0,3594	-	-
ρ_2	-0,8550	0,3937	-	-
<i>Testes de especificação</i>				
$LB_1(24)$	19,552	(0,488)	21,342	(0,377)
$LB_2(24)$	23,263	(0,276)	11,850	(0,921)
$1/H(41)$	1,4678	(0,112)	1,2767	(0,219)
$\ln(L)$	-16,6871		-21,5890	

Nota: $LB_1(24)$ refere-se a estatística Ljung-Box para autocorrelação serial dos resíduos padronizados até a ordem 24. $LB_2(24)$ refere-se à estatística Ljung-Box para autocorrelação serial dos resíduos padronizados ao quadrado até a ordem 24. $1/H(41)$ refere-se a estatística 1/H para testar a homocedasticidade dos resíduos padronizados. Valor entre parênteses refere-se a p -valor.

¹⁷ Neste caso, a especificação com parâmetros constantes e termos de correção de viés apresentou um log-likelihood igual a -68.

As Figuras 4-6 apresentam as trajetórias dos coeficientes estimados para a função de reação (39). Mais uma vez, o comportamento de $\beta_{0|T}$ revela uma tendência decrescente na meta implícita para a taxa de juros, i^* , após 2003. Em adição, a Figura 4 mostra que a suavização da taxa Selic, $\theta_{t|T}$, apresentou uma pequena redução, saindo de 0,86 em 2001:11, para 0,78 em 2011:12.

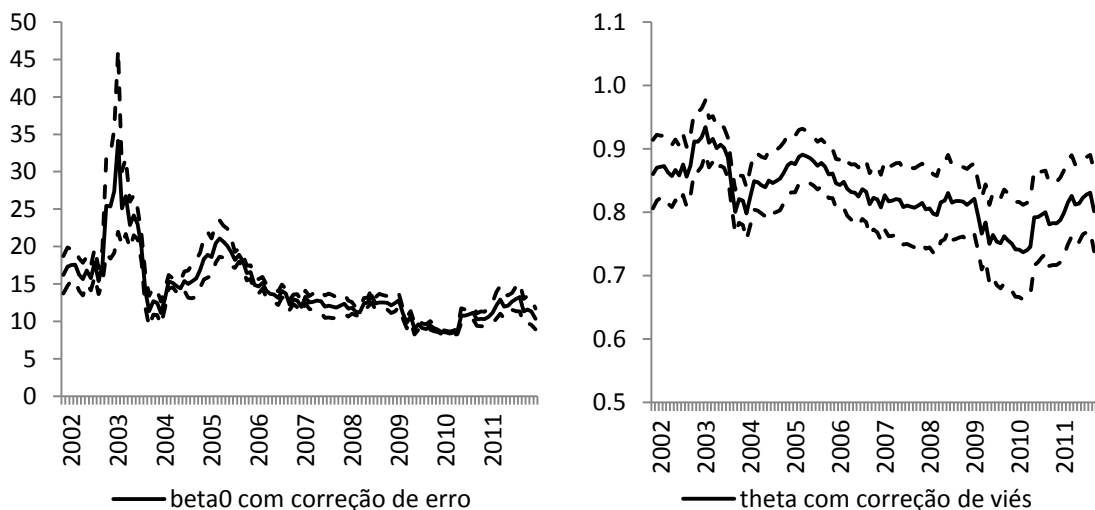


Figura 4: Evoluções dos coeficientes $\beta_{0|T}$ e $\theta_{t|T}$ (linhas tracejadas indicam ± 1 desvio-padrão)

A evolução da resposta de longo prazo da taxa Selic aos desvios da inflação esperada em relação à meta pode ser visualizada na Figura 5. De início, pode-se observar que essa resposta satisfaz o princípio de Taylor em grande parte do período analisado. Entretanto, duas exceções a esse comportamento podem ser destacadas. A primeira diz respeito à passividade da política monetária nos meses de março a setembro de 2002, período que antecedeu as eleições presidenciais desse ano. A segunda exceção é o período de 2010:9-2011:12, que tem duas características particulares: i) é um período em que o valor de β_1 tem diminuído embora as expectativas de inflação tenham aumentado em relação à meta de inflação; e ii) é o único período em que a resposta da taxa Selic à inflação esperada tem alcançado valores negativos.¹⁸

Quando comparado às estimativas de $\beta_{1|T}$ para a função de reação (9''), mostradas na Figura 2, destaca-se que o BCB tem respondido mais fortemente à inflação esperada do que à inflação corrente. Esse procedimento é consistente com um formulador de política *forward-looking* e indica que o BCB tem se preocupado principalmente em ancorar as expectativas da inflação à meta de inflação estabelecida pelo Copom.

¹⁸ Vale ressaltar que o intervalo de confiança não permite afirmar que β_1 foi significativamente menor do que zero nesse período.

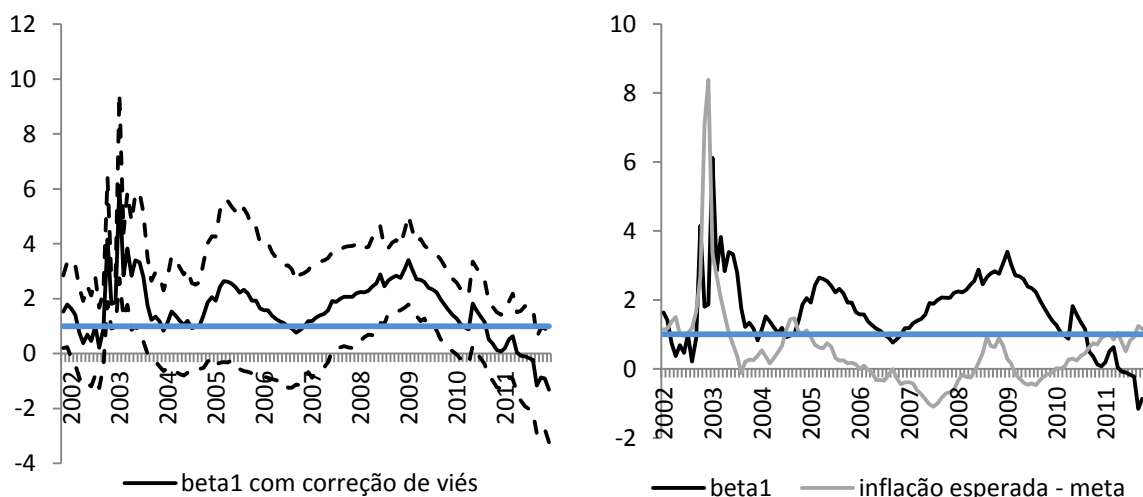


Figura 5: Evolução do coeficiente β_{1tT} (linhas tracejadas indicam ± 1 desvio-padrão) e do desvio da inflação esperada em relação a meta

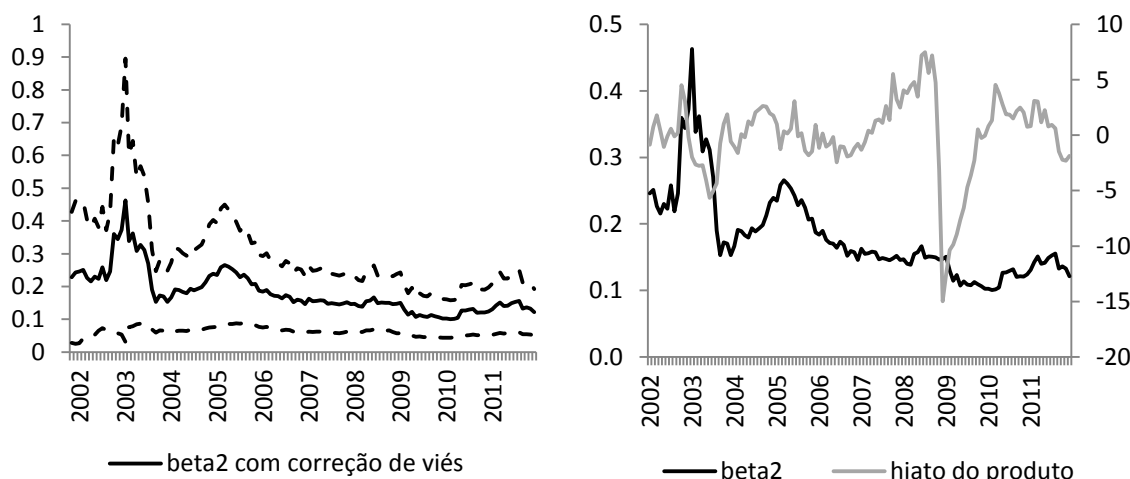


Figura 6: Evolução do coeficiente β_{2tT} (linhas tracejadas indicam ± 1 desvio-padrão) e do hiato do produto (y_t).

Por fim, a Figura 6 traz a resposta da taxa Selic ao hiato do produto (β_{2tT}). Observa-se que este coeficiente tem apresentado uma maior oscilação entre 2002 e 2006. A partir de 2007, esse coeficiente permaneceu relativamente estável, variando entre 0,10 e 0,17. Diferente dos resultados apresentados na Figura 3, não se observa aqui uma nítida elevação dessa resposta a partir da crise econômica de 2008-2009.

5 Conclusão

Neste trabalho, estimou-se uma função de reação *forward-looking* com parâmetros variando no tempo para identificar possíveis mudanças na condução da política monetária brasileira no período de 2000-2011. A fim de resolver o problema de endogeneidade dos regressores da regra de política, utilizou-se um procedimento de estimação em dois passos, semelhante ao de Heckman (1976). Essa metodologia possibilita a estimação consistente dos hiperparâmetros e a correta inferência das variâncias dos coeficientes do modelo. Dado isto, foi possível analisar o comportamento

dinâmico do BCB diante de algumas variáveis macroeconômicas, tais como inflação e hiato do produto.

Antes de prosseguir com as estimações, dois testes LR foram realizados. Primeiro, verificou-se a validade da hipótese nula de parâmetros constantes. O resultado encontrado indicou que os coeficientes da regra de política do BCB têm mudado ao longo do tempo. Com relação ao problema de endogeneidade, o teste LR rejeitou a hipótese de que a inflação e o hiato do produto são variáveis exógenas. Assim, ignorar os problemas de endogeneidade dessas variáveis pode resultar em sérios vieses na estimação dos coeficientes.

Os resultados obtidos mostraram importantes mudanças nos coeficientes da regra de política monetária do BCB. A meta implícita para a taxa Selic apresentou uma redução ao longo do período. Isso provavelmente decorreu da maior estabilidade da economia brasileira após 2003 e foi favorecido pela recente crise mundial. Em relação a resposta da taxa de juros à inflação, observou-se uma considerável variação no tempo, embora com uma tendência de queda. As evidências empíricas indicaram ainda que: i) em geral, quanto maior o desvio da inflação (observada ou esperada) em relação à meta, maior a resposta da política a essa variável; ii) o BCB tem respondido mais fortemente à inflação esperada do que à inflação observada, refletindo assim o comportamento *forward-looking* dessa autoridade monetária; iii) desde meados de 2010, a resposta à inflação tem sido menor do que 1, não satisfazendo assim o princípio de Taylor.

A resposta da política ao hiato do produto diferiu entre as especificações da função de reação. Quando a inflação observada foi inserida na regra monetária, notou-se uma relativa estabilidade dessa resposta entre 2003 e 2008, e um aumento desde a crise econômica de 2009. Já para a especificação da função de reação que inclui a inflação esperada, esse coeficiente apresentou-se estável após 2003.

Para pesquisas futuras, este trabalho pode ser avançado da seguinte maneira: i) realizar estimações com parâmetros variando no tempo para especificações da função de reação que são não lineares em decorrência das preferências assimétricas do Banco Central (ver, por exemplo, Aragón e Portugal, 2010); ii) considerar que a relação entre os regressores endógenos e seus instrumentos são variantes no tempo.

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.

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).

BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. **Brazil: Taming Inflation Expectation**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2007. (Trabalhos para Discussão, 129).

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, 2006.

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

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

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, 2009.

CARVALHO, F. A.; MINELLA, A. Survey forecasts in Brazil: a prismatic assessment of epidemiology, performance, and determinants. **Journal of International Money and Finance**, v.31, n.6, 2012.

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

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

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

COGLEY, T.; SARGENT, T. **Evolving Post World War II U.S. inflation dynamics**. In: NBER Macroeconomics Annual 16 (org. Ben Bernanke and Kenneth Rogoff). Chicago: The University of Chicago Press, 2001.

_____. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII U.S. **Review of Economic Dynamics**, v. 4, n. 2, 2005.

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2007.

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

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, 1996.

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. 1976.

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

KIM, C. J. **Time-Varying-Parameter Models with Endogenous Regressors: A Two-Step MLE Approach and an Augmented Kalman Filter**. 2004. (Disponível em: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=516684>.)

KIM, C. J. Time-varying-parameter models with endogenous regressors. **Economics Letters**, v. 91, 2006.

KIM, C. J.; NELSON, C. R. **State-space models with regime switching classical and gibbs-sampling approaches with applications**. Cambridge: The MIT Press, 1999.

_____. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: a time-varying parameter model using ex post data. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, 2006.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, 1992.

LIMA, E. C. R.; MAKKA, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Rio de Janeiro, 2007. (Texto para Discussão, 1285a).

LUCAS, R. E. Jr. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 1, n. 1, 1976.

MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. S. B. Testando assimetrias nas preferências do Banco Central em uma pequena economia aberta: um estudo para o Brasil. XXXIX Encontro Nacional de Economia. **Anais**. Foz do Iguaçu, 2011.

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

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. **Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2009. (Trabalhos para Discussão, 181).

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, 2001.

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** (Impresso), v. 65, n.4, 2011.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, 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, 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, 2009.

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

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

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

SAIGER, D.; STOCK, J. H. Instrumental variables regression with weak instruments. **Econometrica**, v. 65, n. 3, 1997.

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.

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

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

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

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

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

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