

# MUDANÇAS NA POLÍTICA MONETÁRIA DO BRASIL: EVIDÊNCIAS DE UMA FUNÇÃO DE REAÇÃO COM PARÂMETROS VARIANDO NO TEMPO E REGRESSORES ENDÓGENOS

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón (PPGE/UFPB)  
Gabriela Bezerra de Medeiros (PPGE/UFRGS)

**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.

## 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,  $y_t$ . O princípio de Taylor diz que bancos centrais que se deparam com uma inflação mais alta devem elevar a taxa de juros nominal em uma proporção maior que o aumento da inflação.<sup>1</sup>

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

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

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

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.

Desde julho de 1999, o Banco Central do Brasil (BCB) tem adotado o regime de metas inflacionárias com o objetivo de manter a taxa de inflação baixa e estável. Essa estratégia de política foi adotada seis meses após a transição de um regime de bandas cambiais para um sistema de taxa de câmbio flutuante. Com o *overshooting* cambial e o crescimento das expectativas inflacionárias, a intenção do governo foi implantar um regime de política comprometido institucionalmente com a manutenção da estabilidade dos preços e capaz de proporcionar uma nova âncora nominal para a inflação.

Várias pesquisas na literatura buscaram estimar funções de reação para analisar as decisões de política monetária tomadas pelo BCB. Por exemplo, Minella et al. (2003) estimaram uma função de reação *forward-looking* e encontraram que o BCB reagiu fortemente às expectativas de inflação. Focalizando no Brasil e em outros três países latino-americanos, Mello e Moccero (2009) usaram análise de cointegração e estimação de modelos M-GARCH para testar a presença de relações de longo prazo entre a taxa de juros de política monetária (taxa Selic), as expectativas de inflação e a meta de inflação, bem como testar a presença de *spillovers* de volatilidade entre as expectativas de

---

<sup>1</sup> O princípio de Taylor é uma condição importante para estabilidade em modelos macroeconômicos (Woodford, 2001; Davig e Lepper, 2007).

inflação e política monetária. Para o Brasil, os resultados obtidos por esses autores revelaram que existem relações de longo prazo entre a taxa de juros, inflação esperada e meta de inflação, e que a maior volatilidade na política monetária aumenta a volatilidade da inflação esperada. Aragón e Portugal (2010) e Moura e Carvalho (2010) estimaram diferentes especificações para a regra de Taylor e encontraram que o BCB tem uma tendência a diminuir a taxa de juros Selic de forma mais agressiva quando a inflação é inferior à meta do que a aumentar essa taxa de juros quando a inflação está acima da meta. Sanches-Fung (2011) estimou funções de reação para o BCB em um ambiente rico em dados (*data-rich environment*). As evidências de Sanches-Fung (2011) mostraram que o BCB ajustou a taxa de juros Selic de acordo com o princípio de Taylor, mas não reagiu sistematicamente à evolução da taxa de câmbio. Faz-se necessário ressaltar que esta literatura apresenta uma séria limitação, pois considera que os parâmetros da regra de Taylor são constantes ao longo do tempo.

Os resultados obtidos neste trabalho indicam que os parâmetros da função de reação do BCB são variáveis no tempo e que os regressores dessa função são endógenos. Além disso, observou-se que: i) as respostas da taxa Selic à inflação corrente e às expectativas inflacionárias apresentaram variações consideráveis e tem diminuindo com o passar do tempo; ii) desde meados de 2010, a regra de política violou o princípio de Taylor; iii) a meta implícita para a taxa Selic mostrou um declínio ao longo do tempo; iv) o grau de suavização das taxas de juros tem mostrado uma relativa estabilidade. Finalmente, a resposta do instrumento de política ao hiato do produto apresentou uma tendência crescente ao longo do período 2010-2011.

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.

### 2.1 A estrutura da economia

Nesta subseção, 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),  $\pi_t$  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  $\varphi$ ,  $k$  e  $\alpha$  são constantes positivas.<sup>2</sup>

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

Já a curva de Phillips, dada pela equação (2), apreende a característica de preços nominais sobrepostos, onde as empresas possuem uma probabilidade  $\alpha$  de manter o preço do produto fixado em qualquer período do tempo (Calvo, 1983). Dado que a probabilidade  $\alpha$  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  $\sigma_{\mu^d}$  e  $\sigma_{\mu^s}$ , 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:

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

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

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

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

em que  $\pi^*$  é a meta de inflação,  $\lambda$  é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial, e  $\mu_i$  e  $\mu_{\Delta i}$  são os pesos relativos dados à estabilização da taxa de juros ao redor de uma meta implícita,  $i^*$ , e da taxa de juros no período  $t-1$ ,  $i_{t-1}$ .<sup>3</sup> 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.<sup>4</sup> 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,  $\theta$ , 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  $\theta$  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 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

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

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

avaliação de política.<sup>5</sup> 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:

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

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

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

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

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  $\pi_t$  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:

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

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

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  $\pi_t$  e  $y_t$  em dois componentes: componentes previstos e os componentes de erros de previsão. Fazendo isto, tem-se:

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

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

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

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

<sup>5</sup> 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).

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

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:

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

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

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

onde  $\omega_t^*$  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  $\pi_t$  e  $y_t$ ; e ii) o componente  $\omega_t$ , que não é correlacionado com  $\pi_t$  e  $y_t$ . Substituindo a equação (19) em (9), tem-se:

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

Na equação (9'), o novo termo de erro é não correlacionado com  $\pi_t$ ,  $y_t$ ,  $v_{1t}^*$  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

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

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:

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

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

onde  $X'_t = [1 \quad \tilde{\pi}_t \quad y_t \quad i_{t-1}]$ ,  $\beta'_t = [\beta'_{0,t} \quad \beta'_{1,t} \quad \beta'_{2,t} \quad \theta_t]'$  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:

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

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

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

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

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

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

Embora o filtro de Kalman forneça a inferência correta em  $\beta_t$ , as variâncias  $P_{t|t-1}$  e  $P_{t|t}$  são medidas incorretas. Para corrigir o viés de endogeneidade, a inferência em  $\beta_t$  deve ser condicionada aos termos de correção de viés  $v_{1t}^*$  e  $v_{2t}^*$ . Assim, a equação (26) fornece a variância de  $\beta_t$  condicionada à informação no tempo  $t$  e aos termos de correção de viés. Em contraposição, a correta variância de  $\beta_t$  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  $\beta_t$  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  $\beta_t$ , estimam-se os valores suavizados desses parâmetros,  $\beta_{t|T}$ , no qual utiliza toda informação disponível na amostra. 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), de Mello e Moccero (2009), Aragón e Portugal (2010), e Minella e Souza-Sobrinho (2013), 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:

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

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



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

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

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:<sup>6</sup>

i) as regressões

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

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

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

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

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.<sup>7</sup> 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).<sup>8</sup> 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.<sup>9</sup>

<sup>6</sup> Sobre os determinantes das expectativas de inflação no Brasil, ver Bevilaqua et al. (2008) e Carvalho e Minella (2012).

<sup>7</sup> 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  $\beta$ 's sobre o valor da função de log-verossimilhança.

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> 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

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 Carvalho e Minella (2012) 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,  $x_t = 100(y_t - yp_t)/yp_t$ . 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 ( $\Delta E_t$ ), 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.<sup>10</sup> 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.<sup>11</sup>

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  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  e  $MZ_t^{GLS}$ , sugerido por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001). A hipótese nula dos testes ADF, PP, ERS,  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  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 <sup>n.s</sup> (4)	-2,55 <sup>n.s</sup>	0,14 <sup>***</sup>	4,53 <sup>**</sup> (4)	-9,01 <sup>n.s</sup> (9)	-2,12 <sup>n.s</sup> (9)
$\Delta i_t$	-	-3,67 <sup>*</sup> (0)	-3,92 <sup>*</sup>	0,04 <sup>n.s</sup>	1,11 <sup>*</sup> (0)	-23,3 <sup>**</sup> (0)	-3,40 <sup>**</sup> (0)
$\pi_t$	C	-	-2,27 <sup>n.s</sup>	0,48 <sup>**</sup>	3,24 <sup>***</sup> (13)	6,43 <sup>***</sup> (13)	1,78 <sup>***</sup> (13)
$\pi_{t,t+11}^e$	C	-3,09 <sup>**</sup> (2)	-2,93 <sup>**</sup>	0,40 <sup>***</sup>	2,56 <sup>**</sup> (2)	-10,5 <sup>**</sup> (2)	-2,28 <sup>**</sup> (2)
$\pi_t^*$	C	-2,87 <sup>***</sup> (0)	-3,01 <sup>**</sup>	0,11 <sup>n.s</sup>	4,84 <sup>n.s</sup> (0)	-6,57 <sup>***</sup> (0)	-1,77 <sup>***</sup> (0)

ao Ministro da Fazenda, e as notas da reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) de setembro de 2004.

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

<sup>11</sup> 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.

$y_t$	-	-3,51*(0)	-3,73*	0,03 <sup>n.s.</sup>	1,77*(0)	-15,4*(0)	-2,77*(0)
$\Delta E_t^*$	-	-4,49*(3)	-7,75*	0,15 <sup>n.s.</sup>	0,78*(3)	-	-
						6,51*** (13)	1,75*** (13)

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n.s.</sup> 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.<sup>12</sup> 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 da taxa Selic contra a hipótese alternativa de uma quebra no intercepto e inclinação da função tendência em data desconhecida.<sup>13</sup> 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  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  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  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  (-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  $\sigma_{\omega_i}$ ,  $i=0,1,2$ , são estatisticamente significativos, sugerindo que há variação temporal nos coeficientes  $\beta$ 's da regra de política monetária. Essa evidência é corroborada pelo teste Razão de Verossimilhança (LR) calculado para a hipótese nula

<sup>12</sup> Ver, por exemplo, Perron (1989).

<sup>13</sup> 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.

de parâmetros constantes ( $H_0: \sigma_{\varepsilon,0} = \sigma_{\varepsilon,1} = \sigma_{\varepsilon,2} = \sigma_{\varepsilon,3} = 0$ ).<sup>14</sup> 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 conservador<sup>15</sup>, os resultados encontrados aqui indicam fortemente que a reação do BCB à inflação e ao hiato do produto tem mudado ao longo do tempo.

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
$\sigma_e$	0,0946	0,0406	2,73e-5	0,0002
$\rho_1$	-0,1080	0,1575	-	-
$\rho_2$	-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.

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,  $\rho_2$ , 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.

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.<sup>16</sup> 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

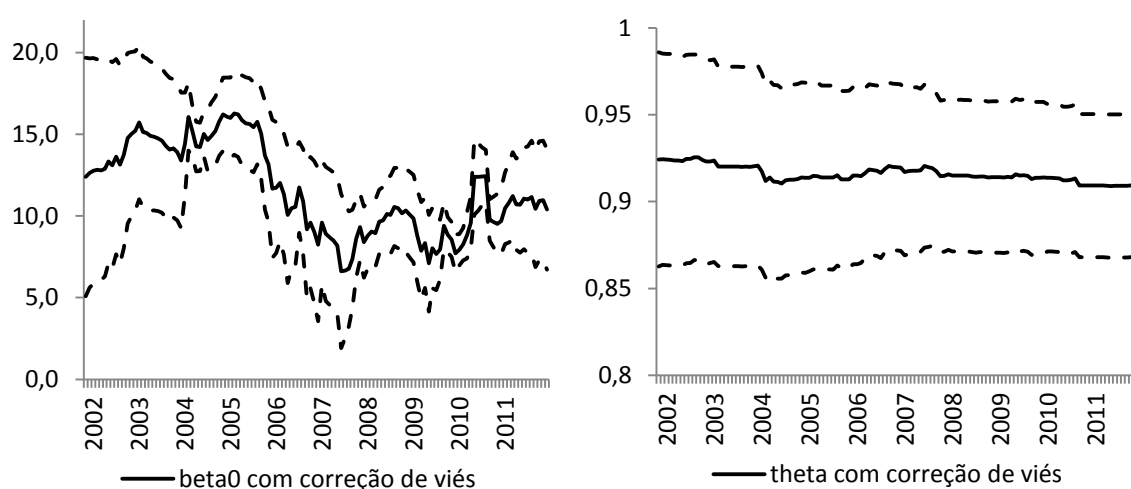
<sup>14</sup> O valor log-likelihood para o modelo com parâmetros constantes e termos de correção de viés foi -93,88.

<sup>15</sup> Ver Kim e Nelson (1999, 2006).

<sup>16</sup> Sobre a estatística  $H$ , ver Commandeur e Koopman (2007).

rejeita a hipótese nula de que não há heterocedasticidade condicional regressiva (efeito ARCH) nesses erros de previsão.

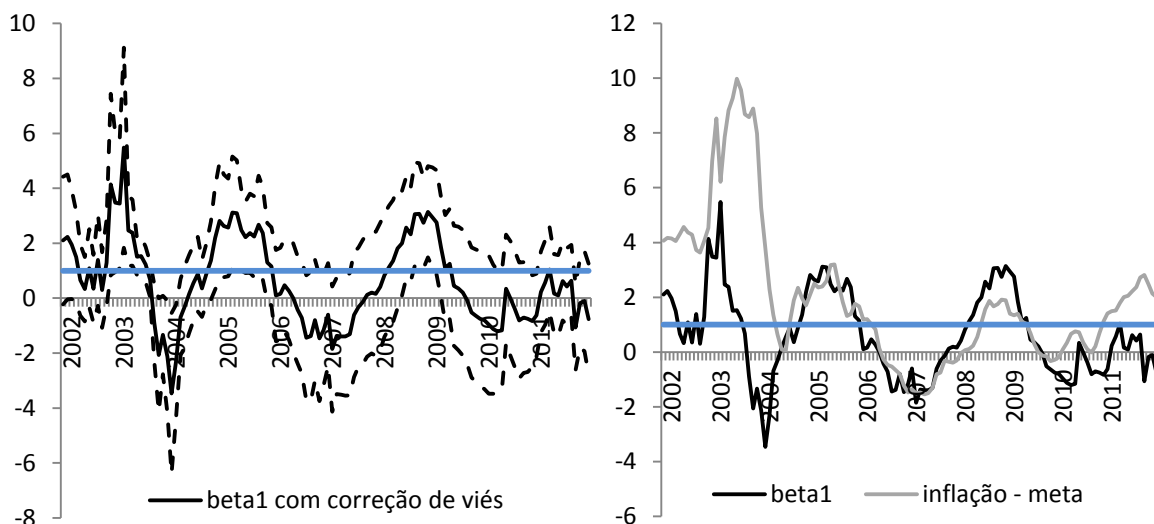
O comportamento dos coeficientes da função de reação com termos de correção de viés são apresentados abaixo. Na Figura 1, tem-se as trajetórias de  $\beta_{0|T}$  e do coeficiente de persistência,  $\theta_{t|T}$ , junto com as bandas de confiança de  $\pm 1$  desvio padrão. Como mostra a equação (8), o coeficiente  $\beta_{0|T}$  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  $\beta_0$  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.



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

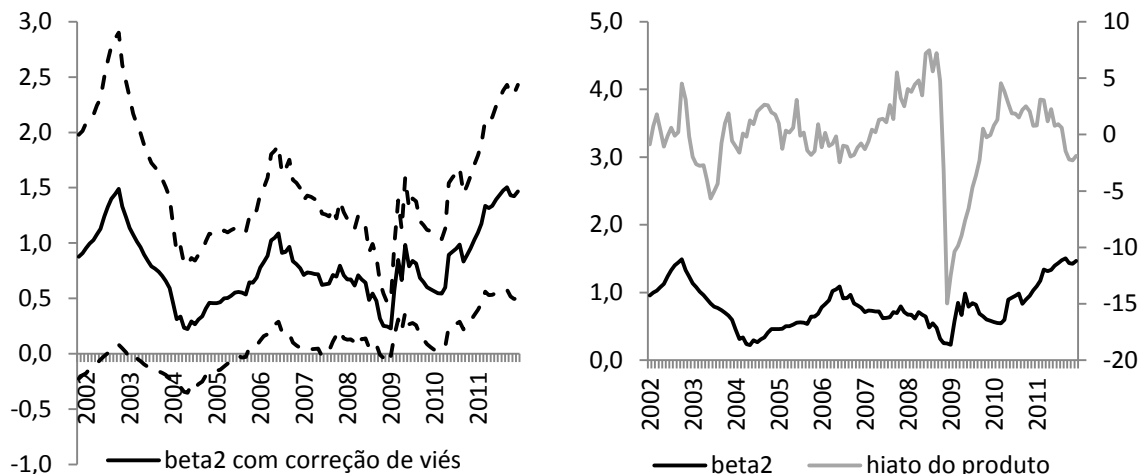
A Figura 2 mostra a evolução do coeficiente  $\beta_{1|T}$ , que mede a resposta de longo prazo da taxa Selic aos desvios da inflação em relação à meta,  $\tilde{\pi}_t$ . Os resultados indicam que essa resposta apresentou elevada oscilação no período, variando entre -3,5 e 5,5. Pode-se constatar ainda 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).

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  $\beta_1$  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  $\beta_{1,t/T}$  (linhas tracejadas indicam  $\pm 1$  desvio padrão) e do desvio da inflação em relação a meta

A resposta da taxa Selic ao hiato do produto ( $\beta_{2,t/T}$ ) é mostrada na Figura 3. De início, observa-se que este coeficiente permaneceu elevado entre o quarto 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  $\beta_{2,t/T}$  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  $\beta_{2,t/T}$  (linhas tracejadas indicam  $\pm 1$  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.<sup>17</sup> Adicionalmente, o teste LR do modelo com correção de viés contra o modelo sem correção leva a rejeição

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

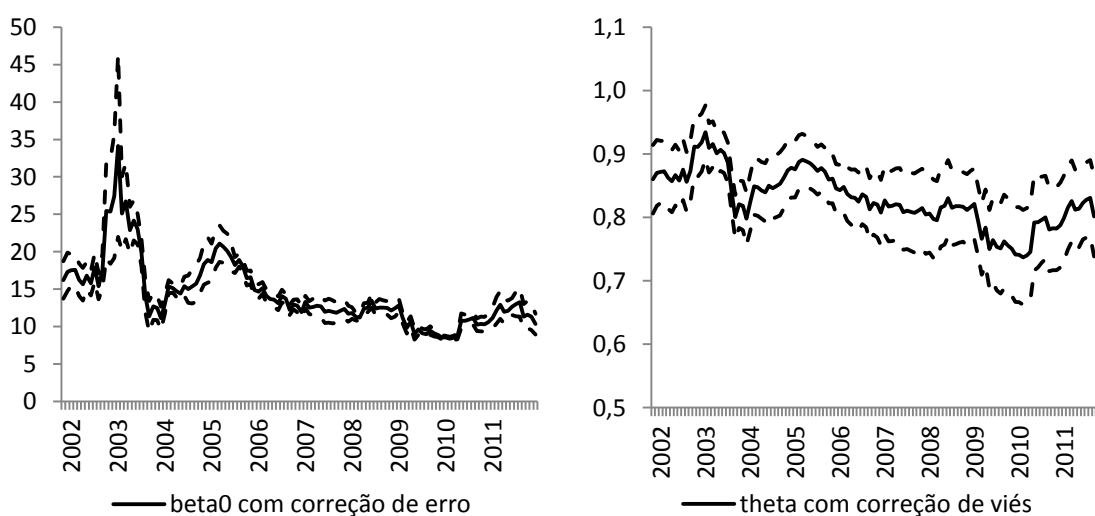
da hipótese nula de exogeneidade da inflação esperada e hiato do produto na função de reação da política monetária.

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
$\sigma_e$	0,0619	0,0328	0,0002	0,0021
$\rho_1$	-0,5050	0,3594	-	-
$\rho_2$	-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 ao  $p$ -valor.

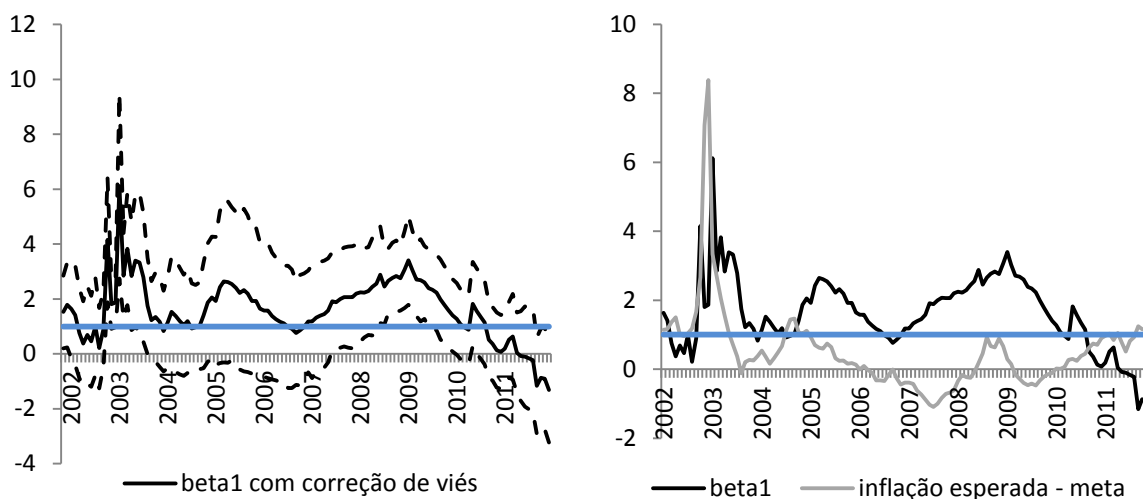
As Figuras 4-6 apresentam as trajetórias dos coeficientes estimados para a função de reação (39). Mais uma vez, o comportamento de  $\beta_{0t/T}$  revela uma tendência decrescente na meta implícita para a taxa de juros,  $i^*$ , após 2003. Em adição, a Figura 4 mostra que a suavização da taxa Selic,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



**Figura 4:** Evoluções dos coeficientes  $\beta_{0t/T}$  e  $\theta_{1t/T}$  (linhas tracejadas indicam  $\pm 1$  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  $\beta_1$  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.<sup>18</sup>

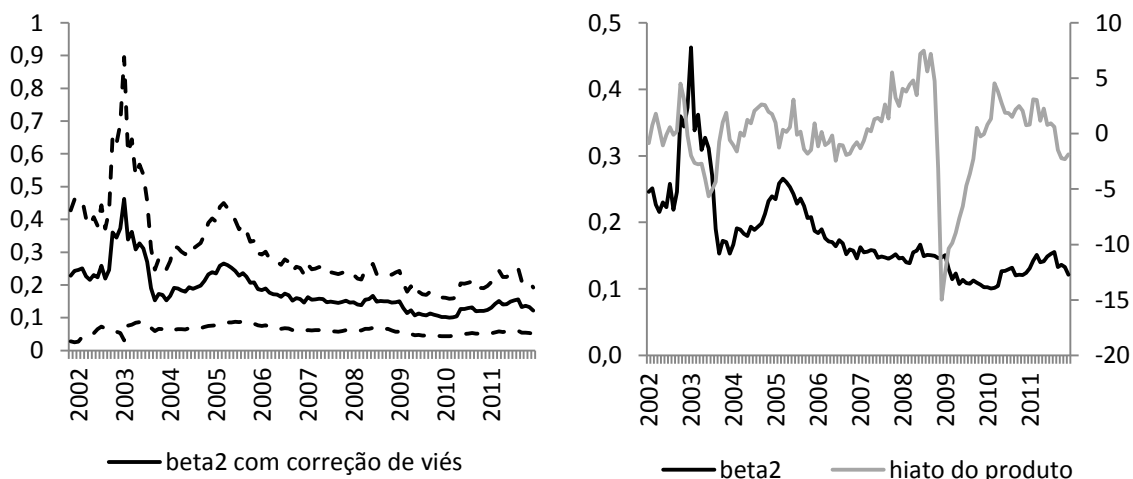
Quando comparado às estimativas de  $\beta_{1t/T}$  para a função de reação (9''), mostradas na Figura 2, destaca-se que o BCB tem respondido mais fortemente à inflação esperada do que à inflação corrente. Esse procedimento é consistente com um formulador de política *forward-looking* e indica que o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



**Figura 5:** Evolução do coeficiente  $\beta_{1t/T}$  (linhas tracejadas indicam  $\pm 1$  desvio-padrão) e do desvio da inflação esperada em relação a meta

<sup>18</sup> Vale ressaltar que o intervalo de confiança não permite afirmar que  $\beta_1$  foi significativamente menor do que zero nesse período.





**Figura 6:** Evolução do coeficiente  $\beta_{2,t}$  (linhas tracejadas indicam  $\pm 1$  desvio-padrão) e do hiato do produto ( $y_t$ ).

Por fim, a Figura 6 traz a resposta da taxa Selic ao hiato do produto ( $\beta_{2,t}$ ). 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 Conclusões

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.

BEVILAQUA, A. S.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. **Brazil: Taming Inflation Expectation**. In: Bank for International Settlements (ed), Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies, BIS Papers 35, 2008.

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.

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. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, 1999.

\_\_\_\_\_. 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.

DAVIG, T; LEEPER, E.M. Generalizing the Taylor Principle. **American Economic Review**, v. 97, 2007.

DE MELLO, L.; MOCCERO, D. Monetary policy and inflation expectations in Latin America: long-run effects and volatility spillovers. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, 2009.

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.

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.

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

MINELLA, A.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 7, 2003

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N.F. Monetary policy in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model. **Economic Modelling**, v. 30, 2013.

MOURA, M.L.; CARVALHO, A. de. What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? **Journal of Macroeconomics**, v. 32, n. 1, 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, 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.

SACK, B. Does the Fed act gradually? A VAR analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 46, 2000.

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.

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

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

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

WOODFORD, M. (2001). The Taylor rule and optimal monetary policy. **American Economic Review**, v. 91, n. 2, 2001.

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