

REGRA DE TAYLOR, INÉRCIA NA POLÍTICA MONETÁRIA E INFLUÊNCIA DO HIATO DO PRODUTO¹

José Ronaldo de Castro Souza Júnior²

Sidney Martins Caetano³

A implantação da política de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil (BCB) em julho de 1999 fomentou o debate sobre as formas de mensurar os ciclos econômicos e as origens das pressões inflacionárias. Os graus de precisão dos modelos de previsão de inflação passaram a ser ainda mais importantes, pois, com a política de metas, o BCB passou a se comprometer a cumprir uma meta numérica predefinida. Dentro deste contexto, a mensuração do produto potencial tornou-se tema de constante debate entre os economistas brasileiros. Uma dúvida comum é se vale a pena utilizar metodologias mais complexas, como o método da função de produção, ou se os métodos mais simples, como o filtro Hodrick-Prescott (HP), seriam suficientes para aferir o hiato do produto usado como variável explicativa da inflação.

Nesta nota técnica será realizada uma análise comparativa de funções de reação do BCB usando duas diferentes estimativas de hiato do produto feitas de acordo com a metodologia de Souza Júnior e Caetano (2013), cujos resultados estão sintetizados no gráfico 1. O objetivo é avaliar a relevância destas variáveis dentro das decisões de política monetária e se a utilização da função de produção Cobb-Douglas, que é mais complexa que o uso do filtro HP, gera (ou não) ganhos significativos. Entendam-se, aqui, ganhos ou perdas em termos de poder preditivo do comportamento da taxa de juros básica da economia brasileira e de significância estatística. Tal resultado é importante porque essas variáveis econômicas estimadas são comumente usadas como uma das ferramentas em políticas macroeconômicas, especialmente em política monetária.

Uma forma de se comparar a qualidade das estimativas de hiato do produto é avaliar seu efeito e desempenho em funções de reação do BCB. Para tanto, regras seguindo Taylor (1993) e Clarida, Galí e Gertler (2000) tornam-se úteis e simples, pois revelam, com sucesso, a possibilidade de regras empíricas em que o instrumento de política monetária reage a desvios da inflação (ou expectativas de inflação) em relação à meta inflacionária e a alguma medida da atividade econômica, sendo esta última, na maioria dos casos, representada pelo hiato do produto. Acrescentam-se, nestas regras, mecanismos de ajustes parciais para capturar o gradualismo de política monetária, um fato estilizado.

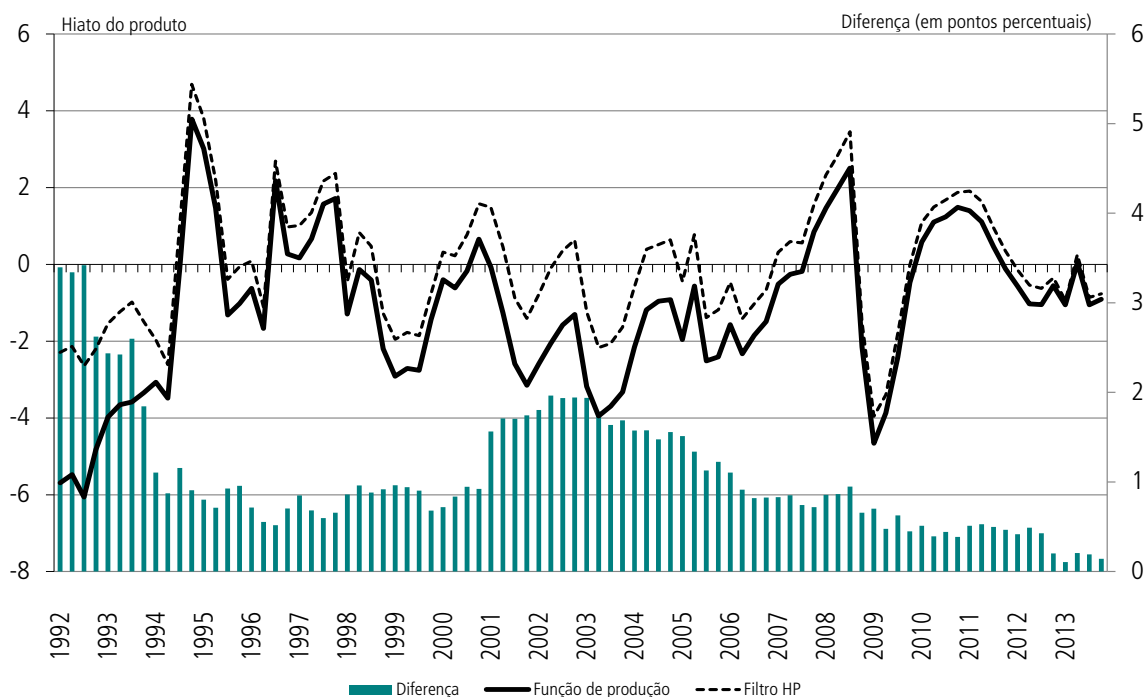
1. Esta nota técnica é uma atualização de parte do artigo publicado originalmente, em outubro de 2013, por Souza Júnior e Caetano no Texto para discussão nº 1.881 do Ipea *Produto potencial como ferramenta de análise da política monetária e da capacidade de crescimento da economia brasileira*.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: <ronaldo.souza@ipea.gov.br>.

3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGEA/FE-UFJF). *E-mail*: <sidney.caetano@ufjf.edu.br>.

GRÁFICO 1

Hiato do produto: função de produção versus filtro HP – dados trimestrais (1992-2013)



Elaboração dos autores.

Uma especificação de uma regra de política monetária bastante usada na literatura pode ser obtida, primeiro, relacionando a meta da taxa de política monetária, i_t^* , a uma taxa de equilíbrio nominal constante (dada pela soma da taxa de juros real de equilíbrio, \bar{r} , e a meta de inflação do banco central, $\bar{\pi}$); a desvios de expectativas de inflação k períodos à frente, $E_t(\pi_{t,k})$, relativos à meta inflacionária, $\bar{\pi}$; e ao hiato do produto esperado q períodos à frente, $h_{t,q}$, ou seja,

$$i_t^* = \bar{r} + \bar{\pi} + \beta_1 [E_t(\pi_{t,k}) - \bar{\pi}] + \beta_2 E_t h_{t,q} \quad (1)$$

A partir de mecanismos de ajustamento parcial, estas metas de instrumentos de política monetária são substituídas pelos efetivos instrumentos de política monetária, da seguinte maneira:

$$i_t = \rho(L)i_{t-1} + (1-\rho)i_t^*$$

$$\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_p L^p$$

$$\rho = \sum_{i=1}^p \rho_i \quad (2)$$

$$i_{t-i} = L^i i_t$$

A versão mais simplificada considera o ajustamento parcial incluindo apenas uma defasagem do instrumento de política monetária (Woodford, 2003; Clarida, Galí e Gertler, 2000; Consolo e Favero, 2009).

Para o caso brasileiro, Salgado, Garcia e Medeiros (2005) propuseram a seguinte função de reação linear, diferente da supracitada:

$$i_t = \alpha + \beta i_{t-1} + \delta \pi_t + \kappa \tilde{y}_t + \theta \Delta R_t \quad (3)$$

onde i é a taxa de juros, π é a taxa de inflação, \tilde{y} é o hiato do produto e ΔR é a variação nas reservas internacionais. Os autores procuraram estimar a função de reação para o BCB durante o Plano Real (agosto de 1994 a dezembro de 2000), por meio do modelo Limiar Autorregressivo – Threshold Autoregressive (TAR) –, para captar as mudanças de regime na determinação da taxa nominal de juros. Segundo os resultados apurados, o desempenho do modelo não linear foi significativamente melhor do que o de uma regra de Taylor ajustada às taxas de juros brasileiras. Quanto ao hiato do produto, foram utilizados dados mensais da produção industrial e o filtro HP para gerá-lo. No modelo linear, o coeficiente deste hiato do produto apresentou valor negativo e não foi estatisticamente significativo. Já em seu modelo TAR, os coeficientes de curto prazo apresentaram valores de $-0,03$ e $-0,28$, sendo apenas o segundo considerado estatisticamente significativo, ou seja, só em períodos mais estáveis.

Posteriormente, Pagano e Rossi Júnior (2009) propõem que a meta para a taxa de juros adotada pelo BCB seja *forward-looking* quanto à inflação. Neste sentido, os autores, ao inserirem o termo de ajuste parcial, chegaram à seguinte expressão estimada:

$$\Delta i_t = \gamma \bar{i} - \gamma i_{t-1} + \gamma \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \gamma x_{t-j} + \rho \Delta i_{t-1} + u_t \quad (4)$$

em que i é a taxa de juros nominal, $E\pi$ é a taxa de inflação esperada e x é o hiato do produto. Foi encontrado um coeficiente de longo prazo associado ao hiato do produto de $0,54$, menor que o coeficiente associado à inflação, indicando que o BCB tem respondido à atividade econômica, mas em intensidade inferior à reação ao comportamento inflacionário.

Seguindo a literatura e os objetivos supracitados, propõe-se inicialmente estimar a função de reação linear, equação (3), utilizando-se o método dos mínimos quadrados ordinários (MQOs) e a matriz de covariância e erros-padrão de Newey-West, usando amostra referente ao período pós-Plano Real, conforme Salgado, Garcia e Medeiros (2005). Neste caso, o primeiro exercício considera tanto o período do regime de âncora cambial quanto o regime de metas de inflação, além de uma forma funcional simples que pode ser utilizada em caso de uma análise rápida, prática e fácil.

Os resultados estão apresentados na tabela 1 e mostram, inicialmente, ao utilizar tanto o filtro HP quanto a função de produção para calcular hiato do produto, coeficientes com sinais esperados e estatisticamente significativos para todas as variáveis, exceto para a inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que não foi estatisticamente significativo. Tal resultado seria estranho, mas cabe destacar que em Salgado, Garcia e Medeiros (2005) o parâmetro desta variável foi estatisticamente significativo ao usar o Índice Geral de Preços (IGP). Cabe ressaltar, também, que o IPCA foi utilizado como uma medida de inflação oficial quando as autoridades monetárias optaram pela adoção do regime de metas de inflação.

TABELA 1
Estimativas da função de reação do BCB

2º trim./1995-4º trim./2013 (OLS ¹)			3º trim./2001-4º trim./2013 (OLS)		
Coefficientes	Modelo 1	Modelo 2	Coefficientes	Modelo 3	Modelo 4
c	2,7847*** (0,8801)	3,0521*** (0,9825)	c	0,4668 (0,4657)	0,4370 (0,4928)
i_{t-1}	1,0783*** (0,0873)	1,1004*** (0,0879)	i_{t-1}	1,3642*** (0,0881)	1,3895*** (0,0911)
i_{t-2}	-0,2579*** (0,0904)	-0,2813*** (0,0920)	i_{t-2}	-0,4304*** (0,0849)	-0,4421*** (0,0899)
π_t	0,0828 (0,1335)	0,1074 (0,1357)	$E_t(\pi_{t,4} - \bar{\pi}_t)$	0,5420*** (0,0825)	0,5702*** (0,0864)
h_{t-1}^{FP}		0,4097** (0,1889)	h_{t-1}^{FP}		0,1873*** (0,0619)
h_{t-1}^{HP}	0,6033*** (0,2157)		h_{t-1}^{HP}	0,2349*** (0,0590)	
ΔR_t	-0,1801** (0,0695)	-0,1821** (0,0710)			
\bar{R}^2	0,90	0,90	\bar{R}^2	0,97	0,97
RMSE ²	2,3810	2,4440	RMSE	0,7386	0,7594
MAE ³	1,5839	1,6330	MAR	0,5588	0,5848
Mape ⁴	9,8147	10,1537	Mape	4,2903	4,5036
TIC ⁵	0,0622	0,0639	TIC	0,0251	0,0258

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ OLS = *ordinary least squares* (mínimos quadrados ordinários).

² RMSE = *root mean squared error* (raiz do erro quadrado médio).

³ MAE = *mean absolute error* (erro absoluto médio).

⁴ Mape = *mean absolute percent error* (erro percentual absoluto médio).

⁵ TIC = *Theil inequality coefficient* (coeficiente de desigualdade de Theil).

*** Nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; e * nível de significância de 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Seguindo, utiliza-se uma segunda amostra dentro do período do regime de metas de inflação. Neste caso, considera-se um modelo linear *forward-looking*, substituindo, assim, a inflação pelos desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação. Para isso, utilizam-se as expectativas de inflação doze meses à frente do *Relatório de mercado* do BCB relativa à meta de inflação ponderada. Para este período, nota-se que os desvios inflacionários tornam-se estatisticamente significativos, em ambos os casos, como as demais variáveis explicativas.

Podem-se extrair outras informações dos resultados, por exemplo, um alto grau de inércia no curto prazo apresentado nas taxas de juros, o que indica certo gradualismo na aplicação do instrumento de política monetária, maior dentro do período do regime de metas. Outro resultado interessante é a maior reação frente à inflação relativamente ao hiato do produto dentro do período de regime de metas – fato esperado, uma vez que o BCB precisava demonstrar credibilidade e controle da inflação após a escolha do novo regime.

Diversos trabalhos apresentados na literatura brasileira não encontram evidências de que o coeficiente do hiato do produto seja estatisticamente significativo. Minella *et al.* (2003) encontram coeficientes associados ao hiato do produto com sinal negativo e não significativos, exceto em uma especificação em que o coeficiente é significativo, porém negativo.

Segundo os autores, uma possível explicação para o fato de os coeficientes serem negativos é a ocorrência de alguns choques de oferta significativos na economia no período de sua análise, o que faria com que houvesse um aumento da inflação em conjunto com uma redução da atividade. Salgado, Garcia e Medeiros (2005) também encontram um sinal negativo associado ao hiato do produto. Já Soares e Barbosa (2006) e Pagano e Rossi Júnior (2009) encontram coeficiente de longo prazo associado ao hiato do produto significativamente maior do que zero.

Apesar dos resultados interessantes mostrados na tabela 1, cabe destacar que possíveis problemas relativos às séries de expectativas de inflação utilizadas podem violar os pressupostos do modelo OLS usado nas estimações dos parâmetros. Estes problemas podem ser devidos à endogeneidade, à variável omitida e ao comportamento oportunista dos informantes de expectativas. Neste caso, o termo de erro do modelo não se resume em apenas choques de política monetária (Clarida, Galí e Gertler, 2000). Assim sendo, outra forma de analisar o problema seria combinando (1) e (2) para um exercício empírico mais adequado. Para tanto, define-se a taxa de juros Selic da meta, i_t^* , como função do desvio das expectativas em relação à meta inflacionária e do hiato do produto defasado como

$$i_t^* = \bar{i} + \beta_1[E_t(\pi_{t,4} - \bar{\pi})] + \beta_2 h_{t-1} \quad (5)$$

onde \bar{i} é a taxa de juros nominal de equilíbrio, $\pi_{t,4}$ é a taxa de inflação acumulada em doze meses (4 deve-se ao fato de as variáveis estarem em trimestres), h_{t-1} é o hiato do produto defasado em um período, e $\bar{\pi}$ é a meta de inflação. Observa-se que a inflação futura é a variável relevante, devido à existência de defasagens entre as ações monetárias e seus efeitos sobre a economia, por exemplo. Segue-se a literatura tomando como relevante o horizonte de um ano para a inflação futura (Favero, 2001).

Pressupõe-se que a taxa Selic observada, i_t , seja parcialmente ajustada em direção à meta conforme

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)i_t^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que ρ mostra o gradualismo na política monetária e ε é o choque aleatório exógeno. Reescrevendo o modelo obtém-se

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\bar{i} + \beta_1 E_t(\pi_{t,4} - \bar{\pi}) + \beta_2 h_{t-1}] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

que, ao eliminar as variáveis previstas não observadas, tem-se

$$\begin{cases} i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)(\alpha + \beta_1 \pi_{t,4} + \beta_2 h_{t-1}) + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \eta_t \\ \alpha = \bar{i} + \bar{\pi}(1 - \beta_1) \\ \eta_t = -(1 - \rho_1 - \rho_2)[\beta_1(\pi_{t,4} - E_t \pi_{t,4})] + \varepsilon_t \end{cases} \quad (8)$$

em que o termo de erro η_t é uma combinação linear dos erros previstos para a inflação e o choque de política monetária. Supondo-se a existência de um vetor conhecido z_t de variáveis, quando o instrumento de política é determinado no período t e forma um subconjunto de informações I_t , então, pode-se gerar um conjunto de condições de ortogonalidade, tal como:

$$E(\eta_t | Z_t) = 0 \quad (9)$$

que pode ser usado para estimar os parâmetros de interesse pelo Método Generalizado dos Momentos – Generalized Method of Moments (GMM) – (Hansen, 1982). A equação (9) mostra que:

$$E(i_t - (1 - \rho_1 - \rho_2)(\alpha + \beta_1 \pi_{t,4} + \beta_2 h_{t-1}) - \rho_1 i_{t-1} - \rho_2 i_{t-2} | Z_t) = 0 \quad (10)$$

A aplicação do exercício demonstrado é implementada utilizando-se, como conjunto de informações para o vetor de instrumentos, as variáveis defasadas das taxas de juro, do hiato do produto, da variação cambial, da variação das reservas e das taxas de juro do mercado futuro *Swap* Pré-DI de 360 dias, descontada da taxa de risco Brasil – Emerging Markets Bond Index Plus (Embi) + Brasil/JP Morgan.

Os resultados apresentados na tabela 2 mostram – ao se utilizar o filtro HP para calcular o hiato de produto – coeficientes com os sinais esperados e estatisticamente significativos para quase todas as variáveis. A exceção foi exatamente o hiato do produto. Esse comportamento também foi observado ao se utilizar a função de produção para gerar o hiato do produto.

Nota-se, ainda, bom poder preditivo dentro do modelo, próximos aos modelos 3 e 4. Relativamente a este ponto, os resultados mostram pouca diferença de ganhos de poder preditivo quando apenas se troca a metodologia de cálculo do hiato do produto. Dessa forma, o uso da função de produção parece ser indicado apenas quando se deseja ir além de se obter uma *proxy* para a atividade produtiva de forma rápida e simples.⁴ Novamente, observa-se também alto grau de inércia apresentado no comportamento das taxas de juros, corroborando a existência de gradualismo na aplicação do instrumento de política monetária.

No que se refere à inflação, devido à sua relevância, quando $\beta_1 > 1$, a taxa real de juros é ajustada para estabilizar a inflação,⁵ enquanto $0 < \beta_1 < 1$ move-se para uma política de acomodação da inflação.

A partir das estimativas dos parâmetros, pode-se obter a taxa de juros de equilíbrio por meio da equação (8), que mostra uma relação com a taxa de inflação da meta. Usando a atual meta de inflação, 4,5%, a taxa real de juros neutra seria de 5,83% ao ano (a.a.), usando dados do modelo 5; e 6,3% a.a., utilizando as estimativas do modelo 6.

4. O uso da função de produção é útil também para se obter a contabilidade do crescimento e quando se quer analisar as fontes do crescimento econômico potencial.

5. Ver equação (5).

TABELA 2
Estimativas da função de reação do BCB – GMM (3^o trim./2001-4^o trim./2013)

Coefficientes	Modelo 5	Modelo 6
$\hat{\rho}_{t-1}$	1,3922*** (0,1119)	1,4450*** (0,1300)
$\hat{\rho}_{t-2}$	-0,5317*** (0,1368)	-0,5847*** (0,1585)
$\hat{\alpha}$	5,6183** (2,5942)	5,3742** (2,9465)
$\hat{\beta}_1$	1,0465*** (0,3385)	1,2068** (0,4790)
$\hat{\beta}_2^{HP}$	1,1671 (1,2155)	
$\hat{\beta}_2^{FP}$		0,7884 (1,0704)
\bar{R}^2	0,93	0,93
<i>J</i> -statistic	10,01	9,97
Prob (<i>J</i> -statistic)	(0,35)	(0,38)
RMSE	1,1638	1,2054
MAE	0,8390	0,8864
Mape	5,4881	5,8022
TIC	0,0386	0,0399

Elaboração dos autores.

Nota: *** Nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; e * nível de significância de 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Todavia, o mercado também tem trabalhado com níveis menores de taxa de juros real neutra no Brasil. Em pesquisa sobre política monetária, divulgada em 23 de fevereiro de 2012, a Gerência Executiva de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin) apresentou os resultados de um questionário enviado aos participantes do Sistema Expectativas de Mercado, no qual foram solicitadas respostas relacionadas à taxa de juros real de equilíbrio/neutra no Brasil, à taxa natural de desemprego – Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (Nairu) – e ao impacto da nova ponderação do IPCA nas projeções de inflação. Quando questionadas sobre qual valor sua instituição considerava como sendo a atual taxa de juros real de equilíbrio/neutra no Brasil, as instituições responderam, em novembro de 2010, valores cuja mediana ficou em 6,75% a.a. (em média, 6,55% a.a.). Em comparação com a mais recente pesquisa, de fevereiro de 2012, observam-se respostas menores dadas pelo mercado, em que a mediana passou a ser de 5,43% a.a. (em média, 5,50% a.a.).

O BCB, em seu *Relatório de inflação* de setembro de 2010, destaca o comportamento da taxa de juros real de equilíbrio. Suas estimativas, com base em uma versão à Taylor, na qual também se inclui um comportamento *forward-looking* para o banco central, mostram tendência declinante para a taxa de equilíbrio. Abordagens alternativas realizadas pela instituição corroboram estas evidências de que houve uma redução da taxa de juros de equilíbrio ao longo dos últimos anos. No *Relatório de inflação* de setembro de 2012, no box Evolução da Taxa de Juros Real de Equilíbrio no Brasil, o BCB destaca que, nos três métodos utilizados, os resultados sugerem recuo da taxa de juros de equilíbrio no Brasil ao longo dos últimos dez anos, estando em linha com a tendência de declínio de outras estimativas e pesquisas.

Contudo, existe uma enorme carência e relevância de estudos que relacionem estatisticamente os fundamentos econômicos da economia brasileira a esta tendência de recuo da taxa real de juros de equilíbrio.

Apesar de estes últimos exercícios serem interessantes, tais resultados não são robustos, uma vez que os mesmos foram sensíveis às mudanças nos instrumentos. Os resultados poderão ser mais bem investigados e mais robustos à medida que amostras maiores, com periodicidade trimestral, estiverem disponíveis para estimativas GMM, permitindo, inclusive, analisar o poder preditivo dos modelos fora da amostra. Ainda, modelos alternativos podem ser considerados, tais como modelos não lineares e/ou com parâmetros variando no tempo, tanto por meio da abordagem frequentista quanto bayesiana. Isso permitiria discutir a incerteza que permeia as estimativas e projeções dentro e fora da amostra. Em resumo, cabe destacar que, nos exercícios simples elaborados nesta nota técnica, os resultados mostram que o BCB tem disponibilizado maiores esforços na política gradualista do que em uma reação enérgica às mudanças no “estado da economia”.

Portanto, para analisar essa dinâmica macroeconômica, a metodologia da função de produção, apesar de suas limitações e dificuldades de estimação, como apontado em Souza Júnior e Caetano (2013), mostra-se uma ferramenta interessante para analisar o potencial de crescimento do país. Esse método, porém, pode não ser a melhor escolha nos casos em que os analistas procuram apenas mensurar a variação do hiato do produto. Para esses casos, o filtro HP é o mais indicado, por sua simplicidade metodológica. Isso se deve aos resultados apresentados, em que as variáveis demonstraram desempenhos bastante próximos quando se utilizaram suas influências na função de reação da autoridade monetária.

A possível relação entre o instrumento de política monetária, a taxa de juros e o hiato do produto foi captada empiricamente nos exercícios econométricos apresentados, nos quais regras à Taylor foram implantadas. Nestes exercícios simples, os resultados mostraram que o BCB tem se pautado por uma política mais inercial quanto à dinâmica da taxa de juros da Selic, disponibilizando, assim, maiores esforços em uma política gradualista do que em uma reação bem discreta quanto às mudanças no “estado da economia”. Este conservadorismo pode ser explicado em parte pelo ambiente econômico nacional e internacional, pelos mecanismos de transmissão da política monetária, e pelos custos políticos e econômicos de uma reação mais brusca no instrumento.

REFERÊNCIAS

- CLARIDA, R.; GALL, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly journal of economics**, n. 115, p. 147-180, 2000.
- CONSOLO, A.; FAVERO, C. A. Monetary policy inertia: more a fiction than a fact? **Journal of monetary economics**, v. 56, n. 6, p. 900-906, 2009.
- FAVERO, C. A. **Applied macroeconometrics**. New York: Oxford University Press, 2001.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1.029-1.054, 1982.
- MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility**. Banco Central do Brasil, 2003. (Working Paper Series, n. 77).
- PAGANO, T. A.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Uma análise da não linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: avesso a inflação ou a recessão?** Insper, 2009, (Texto para Discussão/WPE, n. 188).
- SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function. **Revista brasileira economia**, v. 59, n. 1, 2005.
- SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador, 2006.

SOUZA JÚNIOR, J. R. C.; CAETANO, S. M. Produto potencial como ferramenta de análise da política monetária e da capacidade de crescimento da economia brasileira. **Revista economia**, v. 14, n. 1C, p. 671-702, 2013.

TAYLOR, J. Discretion versus policyrules in practice. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. Princeton University Press, 2003.