

Meta de inflação, credibilidade e regras não lineares de Taylor: uma aplicação ao caso brasileiro*

*Inflation goal, credibility and nonlinear rules for Taylor: an application to the
Brazilian case*

Wellington Charles Lacerda Nobrega, Eryka Miranda Fernanda Sobral, Andréa
Ferreira da Silva e Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón**

Resumo: O objetivo deste trabalho é investigar como o Banco Central do Brasil responde aos desvios da meta de inflação, para o período de 2004 a 2019, ante a hipótese de que desvios passados da meta levam a autoridade monetária a fixar taxas de juros contemporâneas de forma mais agressiva. A partir de uma extensão de um modelo teórico novo-keynesiano padrão e de uma especificação empírica que busca tornar a abordagem empírica mais consistente com a realidade brasileira, os resultados sugerem que a autoridade monetária brasileira responde aos desvios da inflação em relação à meta e também leva em consideração os desvios anteriores na determinação da taxa Selic, buscando reestabelecer a credibilidade da política monetária.

Palavras-chave: Credibilidade. Política Monetária. Regra de Taylor.

Abstract: The objective of this paper is to investigate how the Central Bank of Brazil responds to the deviations from the inflation target, for the period from 2004 to 2019, because of the hypothesis that past deviations from the target lead the monetary authority to set contemporary interest rates more aggressively. From an extension of a standard New Keynesian theoretical model and an empirical specification that seeks to make the empirical approach more consistent with the Brazilian reality, the results suggest that the Brazilian monetary authority responds to inflation deviations from the target and also takes into account the previous deviations in the determination of the Selic rate, seeking to re-establish the credibility of monetary policy.

Keywords: Credibility. Monetary Policy. Taylor's Rule.

JEL: E31. E40. E52. C01. E52. E58.

* Submissão: 08/08/2020 | Aprovação: 30/12/2020 | DOI: 10.5380/re.v43i80.75768

** Respectivamente: (1) Doutor em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia da UFPB, Brasil | ORCID: 0000-0003-0634-9396 | E-mail: wellington_charles@hotmail.com | (2) Professora da Universidade de Pernambuco (UPE), Brasil | ORCID: 0000-0003-0288-9037 | E-mail: eryka.sobral@upe.br | (3) Doutora em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia da UFPB, Brasil | ORCID: 0000-0003-4345-9797 | E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br | (4) Professor do Programa de Pós-graduação em Economia da UFPB, Brasil | ORCID: 0009-0006-6463-7053 | E-mail: edilean@hotmail.com



1. Introdução

Desde a década de 1990, tem-se observado na literatura de política monetária uma elevação de discussões e investigações empíricas sobre a credibilidade da política econômica (BARRO; GORDON, 1983; SVENSSON, 1993; TAYLOR, 1993; NEUENKIRCH; TILLMANN, 2014). Principalmente ante ao fato de que vários países, dentre esses o Brasil, aderiu à política do regime de metas de inflação, na busca por estabilidade de preços e por conduzir a política monetária de modo mais transparente e que transmitisse confiança. Porém, como bem destaca Neuenkirch e Tillmann (2014), muitos dos países que aderiram ao regime de metas experimentaram períodos em que a inflação se desviou da meta, comprometendo, dessa forma, a credibilidade da autoridade monetária.

O trabalho de Taylor (1993) trouxe ao debate a discussão a respeito de regras *versus* discricionariedade na consecução da política monetária, atentando para os possíveis ganhos de credibilidade obtidos junto aos agentes econômicos em virtude do fato de o governo seguir regras claras no combate à inflação. A regra de Taylor, conforme inicialmente proposta, descreve a reação do Banco Central aos desvios da inflação em relação à meta preestabelecida e ao hiato do produto. Posteriormente, Clarida, Galí e Gertler (1998) desenvolveram uma versão *forward-looking* da regra original, onde a reação da autoridade monetária ocorre em resposta aos desvios das expectativas inflacionárias em relação à meta.

O Brasil desde 1999, quando aderiu ao regime de metas de inflação, experimentou a realidade do descumprimento da meta. Nesse contexto, Rodrigues e Leme (2009) destacam em sua investigação que o Bacen sempre alegou dificuldades, considerando como um desafio manter a inflação dentro da banda pré-estabelecida, assim como fazer a inflação convergir para o centro da meta. Segundo os autores, durante os anos de 2001 a 2003, a inflação efetiva ficou em 7,67%, 12,53% e 9,30%, respectivamente, enquanto as metas eram de 4,0%, 3,5% e 4,0%, e os tetos 6,0%, 5,5% e 6,5%, respectivamente. Em 2004, só foi possível cumprir a meta porque em janeiro de 2003 houve uma mudança no que havia sido estabelecido para o referido ano, ressaltando a dificuldade supracitada. Em 2005, a inflação efetiva ficou em 5,69%, superando a meta de 4,5%, mas ficando abaixo do teto de 6,5%. Em 2006, ainda de acordo com os autores, seu comportamento consistiu em ficar abaixo da meta e permaneceu em 2007, porém com um valor efetivo diferente da meta numa discrepância bastante pequena.

Em 2008, conforme Souza (2015), a inflação efetiva atinge um valor de 5,90%, e, assim, passa do centro da meta de 4,5%, e volta a ficar abaixo da meta em 2009, quando atinge 4,31%. De 2010 a 2014 a inflação tem um comportamento superior à meta de 4,5%, porém inferior ao teto de 6,5%. Até que em 2015 a inflação vai para 10,67%, superando o teto da meta em 4,17%, vindo a cair em 2016 para 6,29%.

Nessa discussão, esse estudo se propõe a investigar como o Banco Central do Brasil (Bacen) responde aos desvios da meta de inflação, para o período de 2004 a 2016. Nesse contexto, busca-se responder ao seguinte questionamento: os desvios anteriores da meta de inflação levam o Bacen a fixar taxas de juros contemporâneas de forma mais agressiva?

Essa investigação baseada em Neuenkirch e Tillmann (2014) se diferencia de demais estudos já realizados para o Brasil (MINELLA *et al.*, 2003; BARCELLOS; ALTHAUS, 2003; HOLLAND, 2005; SOARES; BARBOSA, 2006; SILVA; PORTUGAL, 2010; ARAGÓN; MEDEIROS, 2011; OLIVEIRA *et al.*, 2013) ao utilizar um modelo novo-keynesiano considerando-se que as expectativas de inflação são sensíveis aos desvios da meta. Desse modo, traz um termo adicional na regra de taxa de juros do Bacen chamado na literatura como perda de credibilidade, testando, dessa forma, se a política monetária brasileira responde de forma não linear às lacunas de inflação passadas.

Em linhas gerais, por credibilidade, como apontam Neuenkirch e Tillmann (2014), entende-se como sendo a probabilidade de uma execução bem-sucedida de uma política. Particularmente, no contexto desta pesquisa, no caso da meta de inflação, a credibilidade traz como ideia principal que o sucesso das metas de inflação pode representar uma redução no custo social, isto é, menor taxa de sacrifício, na conjuntura de que um processo de desinflação, por exemplo, pode ser alcançado por meio de uma redução das expectativas de inflação sem aumento da taxa de juros.

Nesse sentido, além dessa introdução e das considerações finais, o presente artigo está organizado em mais três seções. Na seção 2, em que apresentamos o modelo teórico explorado no presente estudo. Na seção 3, em que as especificações empíricas e os dados utilizados são demonstrados. Na seção 4, em que os resultados são apresentados e discutidos. A seção 5 apresenta uma análise de robustez dos resultados. Por fim, na seção 6 tem-se as considerações finais.

2. Modelo teórico

Nesta seção será exibida a discussão proposta por Bomfim e Rudebusch (2000), a qual inclui um instrumento convencional da política monetária: as expectativas dos agentes. O modelo acrescenta um mecanismo de formação das expectativas ao Modelo Novo Keynesiano padrão. A estrutura econômica é descrita pela curva de Phillips Novo Keynesiano (NKPC) e a curva IS, respectivamente:

$$\pi_t - \pi^* = \beta E_t (\pi_{t+1} - \pi^*) + \kappa y_t + e_t \quad (1)$$

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r) \quad (2)$$

onde π_t é a taxa de inflação; y_t é o hiato do produto; i_t é a taxa de juros nominal de curto prazo, fixada pelo Banco Central; e r é a taxa de juros real natural. O choque de oferta é representado pelo termo randômico i.i.d e_t e E_t é o operador de expectativas. Os coeficientes β (o fator de desconto), κ (de forma inversa, reflete a rigidez nominal), e σ (o inverso da elasticidade de substituição intertemporal) são estritamente positivos.

O Banco Central minimiza as flutuações (ao quadrado) da inflação por meio de um termo constante π^* e as flutuações (ao quadrado) do hiato do produto são ponderadas por um peso relativo $\delta > 0$:

$$L = (\pi_t - \pi^*)^2 + \delta y_t^2 \quad (3)$$

O Banco Central considera-se incapaz de se comprometer, por inércia, com um plano de política plenamente ideal. Dessa forma, a política monetária opera sob restrições e leva as expectativas de inflação e a produção futura como dadas. Minimizando a Equação (3) em relação ao produto e a inflação, sujeitos às Equações (1) e (2), resulta em duas condições de primeira ordem que podem ser combinadas com a regra de segmentação padrão:

$$y_t = \frac{k}{\delta} (\pi_t - \pi^*) \quad (4)$$

De acordo com esta regra, dada pela Equação (4), o Banco Central “inclina-se contra o vento” e deprime a economia real para reduzir os desvios positivos da meta de inflação. A força dessa contração econômica é necessária para combater o desvio da inflação com os aumentos na inclinação da curva de Phillips ocasionados pela redução do peso que o Banco Central dá sobre a estabilização do produto.

As expectativas dos agentes são assumidas seguindo uma regra simples sugerida por Bomfim e Rudebusch (2000) e Tesfaselassie e Schaling (2010), em que as expectativas são formadas sob um caso especial das expectativas racionais. As expectativas de inflação futura são determinadas como uma média ponderada da meta de inflação constante e a média das taxas de inflação do passado:

$$E_t \pi_{t+1} = \lambda_t \pi^* + (1 - \lambda_t) \tilde{\pi}_{t-1} \quad (5)$$

$\tilde{\pi}_{t-1}$ é a média das taxas de inflação passadas, $\pi_{t-1} + \dots \pi_{t-q}/q$, e λ_t é o peso relativo ligado à meta de inflação. Para $\lambda_t = 1$, o modelo cai no caso padrão de expectativas racionais, onde a inflação esperada é igual à meta de inflação, devido à ausência de correlação serial no choque do processo, a falta de qualquer elemento autoregressivo nas equações do modelo, e ao termo de natureza discricionário da política monetária. Quanto maior λ_t , maior é a credibilidade do Banco Central. A própria credibilidade reflete o desempenho da inflação passada e é modelada em função do desvio absoluto da média da inflação passada com relação à meta de inflação, sendo α uma constante positiva:

$$\lambda_t = 1 - \alpha |\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*| \quad (6)$$

Usando os desvios absolutos passados da inflação a partir da meta implica que as expectativas devem responder simetricamente a desvios positivos e negativos da meta. Esta forma de modelagem de expectativas é inspirada em uma

função tradicional de perda ao quadrado, como pode ser visto na Equação (3)¹. Tomando as Equações (5) e (6), a inflação esperada evolui de acordo com:

$$E_t \pi_{t+1} = \pi^* + \alpha (\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*) |\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*| \quad (7)$$

A expectativa é a soma ponderada do componente das expectativas racionais π^* e “não racionais”. A seguir, o termo $(\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*) |\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*|$ refere-se à credibilidade do Banco Central. Este processo de formação de expectativas entende-se como os desvios de inflação da meta no passado afetam o nível atual de credibilidade, e como, consequentemente, afetam as expectativas futuras de inflação.

Para concluir o processo de formação das expectativas, precisa-se especificar as expectativas futuras e o nível de produção. Juntamente com a formação das expectativas de inflação refletida na Equação (7), o *trade-off* da política monetária sob critério, ou seja, a Equação (4), implica que a produção esperada evolui de acordo com:

$$E_t y_{t+1} = -\frac{k}{\delta} \alpha (\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*) |\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*| \quad (8)$$

Assim, enquanto o presente modelo permite desvios das expectativas racionais, as expectativas de inflação e o nível de produção permanecem coerentes entre si. As expectativas de produção herdam a dependência da perda de credibilidade a partir do processo das expectativas de inflação.

Para obter a regra da taxa de juros, seguida pelo Banco Central, é inserido as expectativas, por meio da Curva IS, e é resolvido para a taxa de juros de curto prazo, que é o instrumento de política do Banco Central. Resultando, dessa forma, a regra da taxa de juros:

¹ Como uma alternativa, experimentaram com a especificação assimétrica $\lambda_t = 1 - \alpha(\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*)$, segundo a qual a credibilidade sofre um desvio positivo da inflação, mas melhora quando a inflação ficou aquém da meta. Em conjunto com a Equação (5) esta implicaria $E_t \pi_{t+1} = \pi^* + \alpha(\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*)^2$. Assim, as expectativas ao quadrado iriam responder aos desvios da meta de inflação. Com isso, a assimetria na determinação da credibilidade se refletiria em uma caracterização inaceitável das expectativas de inflação, isto é, a credibilidade aumentaria quando a meta não fosse atingida. De acordo com um conjunto de regressões, esta especificação é claramente rejeitada pelos dados. No entanto, na seção empírica do presente artigo, será fornecida uma extensão do modelo onde o Banco Central reage de forma diferente a perdas de credibilidade positivas e negativas.

$$\dot{i}_t = (\pi^* + r) + \frac{\sigma k}{\delta} (\pi_t - \pi^*) + \alpha \left(1 - \frac{\sigma k}{\delta}\right) [(\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*)|\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*|] \quad (9)$$

A política monetária ajusta a taxa nominal de juros como uma resposta à uma média dos últimos desvios de inflação da sua meta, buscando, assim, evitar uma perda de credibilidade. Este último fator determinante, o que leva a um interesse não linear da função de reação, está ausente no modelo convencional. Esta regra do termo de perda de credibilidade assemelha-se à conhecida regra de Taylor ampliada. Nota-se, no entanto, que na equação de resposta da taxa de juros convencional falta o produto, o qual é absorvido no período da perda de credibilidade. Este recurso não é surpreendente, pois as perdas de credibilidade surgem quando o Banco Central se desvia da sua meta de inflação. Portanto, uma resposta excessiva da taxa de juros é sensível ao preço do produto, dessa forma, o Banco Central poderá corrigir sua perda de credibilidade no futuro.

Se $\delta > \sigma k$, os desvios das últimas taxas de inflação alimentarão positivamente a taxa nominal de juros no período corrente. Isto é, se a média da inflação passada ficar acima da meta, o Banco Central define uma taxa de juros mais elevada quando comparada com uma situação em que a média da inflação passada se encontra dentro da meta. Assim, dado os desvios da inflação observados no passado, o Banco Central procura reestabelecer a sua credibilidade frente ao combate à inflação de forma mais agressiva. Além disso, a resposta aos últimos desvios de inflação cresce de forma não linear no tamanho absoluto do desvio². Além disso, se o Banco Central atribui um peso maior às flutuações do produto em relação à estabilização da inflação, isto é, se δ aumentar, a perda de credibilidade torna-se mais importante. Nesse caso, as expectativas de inflação são maiores para um desvio positivo da meta, e a queda da taxa de juros real estimula o produto.

² Para $\delta < \sigma k$, o oposto é verdadeiro, e o argumento da inflação convencional na regra da taxa de juros se torna mais importante.

3. Especificações empíricas

Nesta seção, como ponto de partida, será utilizada a regra da taxa de juros derivada do modelo simples, e logo em seguida serão apresentadas as regras de Taylor “avançadas” incrementadas pelo termo de perda de credibilidade. Será considerado também reações diferentes às perdas de credibilidade durante os mandatos de diferentes presidentes do Bacen.

3.1 Função de reação teoricamente-derivada

Em um primeiro momento, será estimado o modelo teoricamente derivado para estabelecer a influência da credibilidade na taxa de juros definida:

$$i_t = \beta_0 r_t + \beta_1 (\pi_t - \pi^*) + \beta_2 [(\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*)|\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*|] + \varepsilon_t \quad (\text{M1})$$

O Banco Central ajusta a taxa de juros em resposta aos desvios inflacionários contemporâneos e o período de perda de credibilidade. O coeficiente β_2 indica se os desvios passados da meta de inflação estão retornando ao cenário atual da taxa de juros.

3.2 Função de reação *Forward-looking*

Os Bancos Centrais geralmente ajustam suas taxas-alvo em resposta a mudanças na inflação e ao produto. Tal comportamento de suavização da taxa de juros pode ser uma fonte de períodos com a inflação fora da meta, à medida que o Banco Central se ajusta à nova meta em passos lentos, e, assim, aceita perder a meta durante um certo período. Além disso, os Bancos Centrais devem agir de forma *forward-looking* para as variáveis macroeconômicas esperadas. Para dissolver o *forward-looking* da taxa de juros e as perdas da credibilidade, foi adicionado o prazo da perda de credibilidade à regra de Taylor voltada para o futuro (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1998):

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + (1 - \rho_1 - \rho_2) \{ \beta_0 r_t + \beta_1 (E_t \pi_{t+12} - \pi^*) + \beta_2 E_t y_{t+12} + \beta_3 [(\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*)|\tilde{\pi}_{t-1} - \pi^*|] \} + \varepsilon_t \quad (\text{M2})$$

Esta especificação incorpora um ajuste parcial da taxa de juros do Banco Central para o *gap* de inflação esperada para os próximos 12 meses e o crescimento previsto do Produto Interno Bruto (PIB) esperado para 12 meses, bem como para a perda de credibilidade, com $0 \leq \rho < 1$ indicando o grau de suavização da taxa de juros. Um coeficiente positivo e significativo para β_3 indicaria que as perdas de credibilidade têm influência na definição da taxa de juros que vai além de um efeito de retroalimentação em expectativas de inflação de um ano à frente.

Foram substituídas as realizações atuais de variáveis macroeconômicas por variáveis futuras esperadas. Dessa forma, essa especificação acaba de afastando do modelo teórico em que o Banco Central responde apenas à inflação atual e a um termo retrógrado que reflete credibilidade. Logo, isto é feito para explicar o fato de que a maioria das decisões políticas dos Bancos Centrais são de natureza prospectiva, o que, no entanto, não pode ser facilmente incorporado no modelo teórico. Como o modelo apresentado na Seção 2 pretende ser apenas ilustrativo, será considerada essa modificação aceitável em relação ao realismo empírico.

Além dessas duas propostas de estimação, em cada modelo (M1) e (M2) será incorporado variáveis *dummy* para períodos referentes ao mandato dos diferentes presidentes do Banco Central do Brasil ao longo dos últimos anos, o intuito aqui é buscar uma forma de controlar a presença (ausência) de credibilidade contemporânea. Dessa forma, serão estimados mais dois modelos, M3 e M4, sendo esses, respectivamente, especificados conforme M1 e M2 com a presença das referidas *dummy*.

3.3 Dados

As séries temporais referentes à taxa de juros, índice de preços, expectativas de inflação e índice de atividade econômica foram obtidas por meio do Sistema de Gerenciamento de Séries Temporais (SGS), disponível no *website* do Banco Central do Brasil. As séries utilizadas possuem periodicidade mensal, de janeiro de 2003 a setembro de 2020, resultando em um total de 213 observações.

A janela amostral foi selecionada de acordo com a disponibilidade de dados referente ao IBC-Br (divulgada a partir janeiro de 2003) e, de forma a excluir do modelo a volatilidade apresentada entre os anos de 2003, melhorando os resíduos

do modelo que outrora feriam as propriedades estatísticas desejadas. A Tabela 1 apresenta a descrição dos dados utilizados nesta pesquisa.

Tabela 1 – Descrição dos dados

Série	Variável	Unidade de Medida	Fonte	Código (SGS)
Taxa de juros - Selic	i_t	(%) ao ano, mensal	Banco Central do Brasil	4189
Índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA)	π_t	(%) acumulado em 12 meses	Banco Central do Brasil	13522
Expectativas de Inflação	$E_t(\pi_{t+12})$	(%) ao ano, acumulado, mensalizado	Banco Central do Brasil	-
Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br)	y_t	Índice	Banco Central do Brasil	24364

Fonte: Elaboração própria.

Nota (*): A acumulação das séries diz respeito aos últimos 12 meses, com exceção da Expectativa de Inflação, que é calculada com base nas expectativas para a inflação acumulada nos próximos 12 meses.

Vale ressaltar que a taxa de juros, índice de preços e expectativas de inflação estão expressas em termos percentuais, enquanto o índice de atividade econômica foi tomado em seu logaritmo natural. Além disto, quando necessário, foi realizado o ajuste sazonal através do método X-13 ARIMA. Por fim, o filtro *Hodrick-Prescott* (HP) foi utilizado para calcular o hiato do produto ($\lambda = 14.440$).

4. Resultados

Para a proposta em análise, foi aplicado o Método dos Momentos Generalizados (GMM), o qual aborda a defasagem das variáveis explicativas como instrumentos das equações em diferenças. De acordo com Blundel e Bond (1998) e Alonso-Borrego e Arellano (1999), a consistência do modelo GMM está em função da validade dos instrumentos adotados. Os autores inferem que se as covariadas são consistentes ao longo do tempo, as variáveis oriundas das suas defasagens em nível são consideradas instrumentos fracos para as equações diferenciadas, podendo influenciar o estimador em diferença. Dessa maneira, para

lidar com possíveis problemas ocasionados pela adoção de instrumentos fracos, o GMM reduz a probabilidade da influência nos estimadores e no erro padrão.

A Tabela 2 apresenta o resultado das estimações via Método dos Momentos Generalizados (GMM)³ levando em consideração as especificações M1 e M2 da função de reação do Banco Central. Conforme mencionado anteriormente, variáveis *dummy* foram inseridas no modelo de regressão objetivando testar uma possível mudança no comportamento da autoridade monetária em relação à tolerância à inflação (hiato da inflação) frente aos diferentes presidentes da instituição no período analisado. Por outro lado, na Tabela 3 os coeficientes foram estimados a levando em consideração as seguintes expressões: $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}'_1 / (1 - \hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)$ e $\hat{\beta}_2 = \hat{\beta}'_2 / (1 - \hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)$, com os erros-padrões calculados usando o método delta (GREENE, 2000).

³ O conjunto de instrumentos utilizados na estimação do modelo M1 compreende a primeira e terceira defasagens da Selic e até a quarta ordem do hiato do produto. Para o modelo M2, foi utilizado da primeira até a quarta e também a décima e a décima primeira defasagem da Selic, e até a quarta ordem do hiato do produto. Para o modelo M3, foram utilizadas as defasagens até a oitava ordem da Selic, até a nona ordem do hiato do produto, a primeira ordem do IPCA acumulado, e até a quarta ordem do hiato inflacionário. Já para o modelo M4, foram utilizadas as defasagens até a décima segunda ordem do hiato do produto e até a vigésima ordem da Selic.

Tabela 2 – Resultados estimados via GMM

Parâmetros	M1	M2	M3	M4
$\hat{\beta}'_0$	-0,5009 (0,6068)	-0,1294 (0,8193)	0,9246** (0,0035)	2,3005*** (0,000)
$\hat{\beta}'_1$	-2,2822* (0,0514)	- -	0,1976** (0,0108)	- -
$\hat{\beta}'_2$	1,9448* (0,0706)	- -	-0,1646** (0,0321)	-0,2666** (0,0289)
$Exp_t(\pi_{t+12})$	- -	1,3504*** (0,0002)	- -	0,5006*** (0,0002)
$h(y_t)$	- -	-0,2020 (0,3513)	- -	-0,0280* (0,0516)
$\hat{\beta}'_i * D_{Tombini}$	- -	- -	-0,1030 (0,4177)	-1,9608** (0,0013)
$\hat{\beta}'_i * D_{Goldfajn}$	- -	- -	0,1457 (0,2026)	0,5174*** (0,0003)
$\hat{\beta}'_i * D_{Campos Neto}$	- -	- -	5,1979* (0,0626)	1,8872** (0,0205)
$\hat{\rho}_1$	3,1978*** (0,0002)	0,5763*** (0,0046)	1,1771*** (0,000)	0,7476*** (0,000)
$\hat{\rho}_2$	-2,1142** (0,0110)	0,3751* (0,0575)	-0,2424*** (0,0076)	0,1247 (0,1774)
<i>J-statistic</i>	1,6783	6,2063	31,4206	30,8138
<i>Prob(J-statistic)</i>	0,4320	0,4004	0,1065	0,1274
<i>Instrument rank</i>	6	11	15	34

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *** 1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância.

Um ponto em comum a todas as especificações estimadas no presente trabalho diz respeito à significância estatística a um nível de 5% dos coeficientes defasados da taxa Selic ($\hat{\rho}_1$ e $\hat{\rho}_2$). Este resultado está de acordo com a literatura que sugere que a autoridade monetária brasileira, na determinação da taxa básica de juros, tem preferência pela trajetória suavizada para a mesma, evitando, desta forma, volatilidade desnecessária da variável em questão. Ademais, de acordo com os resultados do teste *J*, não é possível rejeitar a hipótese de que os modelos estão corretamente especificados, com exceção do modelo M3.

Em relação ao modelo M1, a constante ($\hat{\beta}'_0$) mostra-se estatisticamente igual a zero, enquanto o coeficiente associado à variável referente aos desvios da inflação corrente em relação à meta ($\hat{\beta}'_1$) e também a variável referente ao peso dado aos desvios passados da inflação sobre a taxa de juros atual ($\hat{\beta}'_2$) mostram-se estatisticamente diferentes de zero. Por um lado, os resultados deste modelo

sugerem que o Banco Central segue o princípio de Taylor, ou seja, promove ajustes na taxa de juros em função dos desvios da inflação de sua meta. Por outro lado, os resultados também sugerem que, em alguma medida, os desvios passados da inflação em relação à meta afetam positivamente a taxa de juros contemporânea, o que sugere que a autoridade busca um aumento da credibilidade. Direcionando a análise para o M1 a partir da Tabela 3, é possível observar os resultados obtidos através do Método Delta para cálculo dos verdadeiros valores dos parâmetros e dos erros padrão do modelo. Os resultados mostram que tanto $\hat{\beta}'_1$ quanto $\hat{\beta}'_2$ são estatisticamente iguais à zero, impossibilitando a extração de qualquer conclusão a respeito do modelo em questão.

O modelo M2 se diferencia do M1 em virtude de utilizar, na construção do hiato da inflação ($Exp_t(\pi_{t+12})$), a variável de expectativas inflacionárias para 12 meses à frente, divulgada pelo boletim *focus* do Bacen. Além disto, o modelo é especificado com a inclusão do hiato do produto ($h(y_t - y^*)$), no intuito de capturar o efeito dos ciclos de negócios sobre o instrumento de política monetária.

Os resultados da estimação do modelo através de GMM apontam para a significância estatística de ambos os coeficientes do modelo, sugerindo que o Bacen adota uma postura *forward-looking* no que diz respeito aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta e também corroborando a importância do hiato do produto na determinação do instrumento de política monetária. Ao analisar-se a Tabela 3, é possível constatar que através da estimativa por meio do método Delta apenas o desvio das expectativas de inflação em relação à meta é estatisticamente diferente de zero, sugerindo que o hiato do produto não é relevante na determinação da taxa nominal de juros.

Para testar empiricamente se houve mudança nos parâmetros dos modelos estimados, foram inseridas variáveis *dummies* para captar possíveis alterações de acordo com o presidente em exercício da autoridade monetária. Assim, criou-se variáveis *dummy*: primeiro, referente ao período no qual Tombini (01/01/2011-08/06/2016) foi o presidente da instituição; segundo, no período no qual Ilan Goldfajn (09/06/2016-27/02/2019) esteve à frente do Bacen e, por fim, referente ao mandato do atual presidente da instituição, Roberto Campos Neto (28/02/2019-Atual).

Nesse sentido, o modelo M3 trata-se do modelo M1 com inserção das *dummies*, da mesma forma que o modelo M4 trata-se do modelo M2 com a

inclusão da *dummies*. A ideia por trás desta abordagem é investigar se houve diferença na postura de combate à inflação do BACEN por parte dos respectivos comandantes da instituição nos períodos em análise.

Os resultados do modelo M3, estimados via GMM e expostos na Tabela 2, mostram que as variáveis *dummie* são não significativas para $D_{Tombini}$ e $D_{Goldfajn}$. Por outro lado, em relação a $D_{Campos Neto}$ a variável mostrou-se estatisticamente diferente de zero. Além disto, as variáveis referentes aos desvios da inflação em relação à meta e também o peso dos desvios passados na determinação da Selic corrente são estatisticamente diferentes de zero. Contudo, ao se verificar os resultados expostos na Tabela 3, pode-se observar que, por meio do método Delta, todos os coeficientes desse modelo são estatisticamente iguais a zero.

Tabela 3 – Estimativas considerando método delta

Parâmetros	M1	M2	M3	M4
$\hat{\beta}'_1$	0,39528 (3,05452)	8,8094* (5,2964)	0,37939 (1,86544)	5,4696*** (2,0682)
$\hat{\beta}'_2$	-0.36346 (3,04406)	-2,8152 (2,2722)	-0,39929 (1,89706)	0,14499 (0,82810)
$\hat{\beta}'_i * D_{Tombini}$	- -	- -	-4,1390 (2,416)	-9.0294*** (2,9569)
$\hat{\beta}'_i * D_{Goldfajn}$	- -	- -	-5,8506 (2,4042)	5,0097** (2,0706)
$\hat{\beta}'_i * D_{Campos Neto}$	- -	- -	-5,8481 (5,0494)	-0,88055 (4,86524)

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *** 1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância. Erro Padrão entre parênteses.

Por fim, nos resultados do modelo M4 é possível notar a significância estatística do termo constante, dos desvios da inflação esperada em relação à meta, dos desvios passados da inflação e das variáveis *dummy*. Nesse último caso, os resultados sugerem que houve diferença na condução da política monetária entre os presidentes do Bacen quando comparados a Meirelles. Primeiro, o coeficiente $\hat{\beta}'_i * D_t < 0$ para o período Tombini sugere que o princípio de Taylor não é validado, apontando para uma postura passiva da autoridade monetária frente ao controle inflacionário. Por outro lado, no período Goldfajn o coeficiente $\hat{\beta}'_i * D_t > 0$ sugere que o controle inflacionário era perseguido de forma mais

agressiva. Por fim, o período Campos Neto também é caracterizado por $\hat{\beta}_i' * D_t < 0$, apontando para uma postura leniente da autoridade monetária frente ao controle inflacionário. Contudo, para este último caso, o período de análise é mais restrito e o parâmetro mostrou-se estatisticamente igual a zero, o que impossibilitou a interpretação dos resultados.

5. Robustez

A presente seção objetiva realizar uma análise de robustez dos resultados obtidos. Para alcançar esse objetivo, realizamos a modificação na variável referente à credibilidade da autoridade monetária no combate à inflação no modelo baseado no indicador de credibilidade proposto em Cecchetti e Krause (2012).

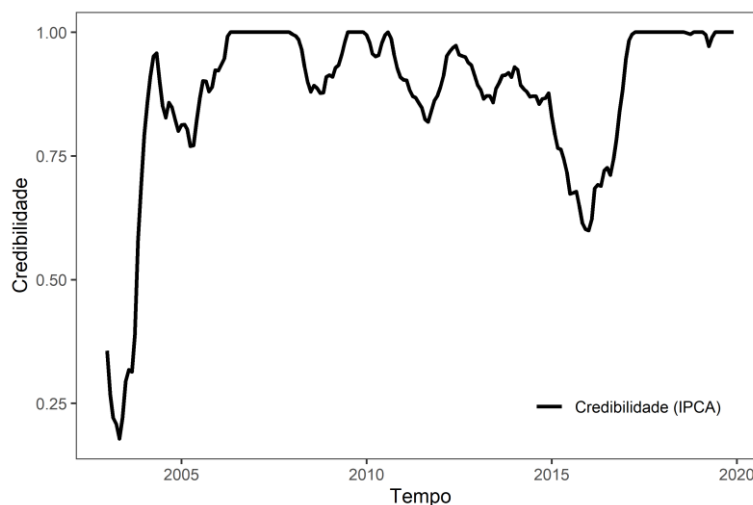
Esses autores propuseram um indicador que pode assumir valores entre zero (nenhuma credibilidade) e um (credibilidade absoluta) para mensurar a credibilidade que leva em consideração a diferença entre a inflação esperada ($E(\pi_t)$) e a meta (π^*) perseguida pela autoridade monetária. O indicador de credibilidade (IC) é construído a partir do seguinte algoritmo:

$$CI = \begin{cases} 1 & \text{se } E(\pi_t) \leq \pi^* \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi^*} \times [E(\pi_t) - \pi^*] & \text{se } \pi^* < E(\pi_t) < 0,2 \\ 0 & \text{se } E(\pi_t) \geq 0,2 \end{cases}$$

Assim, na medida em que a inflação se distancia da meta, o indicador decai até atingir o valor zero quando a inflação ultrapassa os 20%.

No presente trabalho, optamos por construir o indicador a partir dos desvios da inflação observada da meta de inflação. Dessa maneira, a figura abaixo mostra a trajetória do indicador de credibilidade, construído a partir da metodologia proposta em Cecchetti e Krause (2012). Os resultados da estimação, levando em consideração a nova variável de credibilidade, podem ser observados na Tabela A.3, disponível na seção de anexos.

Figura 1 – Trajetória dos Indicadores de Credibilidade da Política Monetária



Fonte: Elaborado pelos autores.

De forma geral, os resultados corroboram parcialmente os resultados obtidos anteriormente. Pode-se observar que nos modelos mais completos, M3 e M4, a variável referente a credibilidade mostra-se estatisticamente diferente de zero e com o sinal esperado, indicando que aumentos na credibilidade implicam em redução nos juros. Ademais, é importante destacar que o princípio de Taylor também foi verificado. Por outro lado, o hiato do produto mostrou-se estatisticamente igual a zero. Por fim, no modelo M4 pode-se observar que a variável $\hat{\beta}'_i * D_{Tombini}$ mostrou-se estatisticamente diferente de zero e com sinal positivo, sugerindo que elevações na variável de credibilidade geram aumentos na taxa de juros, ou seja, que nesse período houve perda de credibilidade.

6. Considerações finais

O presente trabalho buscou aplicar o modelo teórico desenvolvido por Neuenkirch e Tillmann (2014) para a economia brasileira para o período compreendido entre janeiro de 2004 e novembro de 2019. Adicionalmente à especificação da regra de Taylor proposta pelos autores, foi incluído, também, uma especificação contendo as expectativas de inflação 12 meses à frente e variáveis *dummy* para testar possíveis mudanças na postura do Banco Central no que diz respeito ao combate à inflação. O objetivo destas especificações adicionais foi o de tornar a abordagem empírica mais consistente com a realidade brasileira.

Os resultados mostram que o modelo original (M1 e M2) não se aplica à realidade brasileira, entretanto, a inclusão da *dummy* torna os parâmetros significativos. A respeito disso, os resultados apontam para uma diferença na postura da autoridade monetária frente aos comandantes da instituição no período analisado.

Em suma, os resultados sugerem que houve diferença na condução da política monetária entre os presidentes do Bacen quando comparados a Meirelles. Primeiro, os resultados sugerem que para o período Tombini o princípio de Taylor não é validado, apontando para uma postura passiva da autoridade monetária frente ao controle inflacionário. Por outro lado, no período Goldfajn os resultados sugerem que o controle inflacionário era perseguido de forma mais agressiva. Por fim, para o período Campos Neto o parâmetro de interesse mostrou-se estatisticamente igual a zero, o que impossibilitou a interpretação dos resultados.

Além disto, observa-se que os desvios passados da inflação exercem influência positiva na determinação da taxa de juros corrente, indicando que um esforço adicional da autoridade monetária se faz necessário no intuito de ampliar a credibilidade da instituição.

Referências

- ARAGÓN, E.; MEDEIROS, G. Testando assimetrias nas preferências do banco central em uma pequena economia aberta: um estudo para o Brasil. IN: *Anais do 39º Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu, 2011.
- ALONSO-BORREGO, C.; ARELLANO, M. Symmetrically normalized instrumental variable estimation using panel data. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 17, n. 1, p. 36-49, 1999.
- BARCELLOS, P.; ALTHAUS, F. Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro. In: *Anais do VI Encontro de Economia da Região Sul*, Curitiba, 2003.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 1, p. 101-121, 1983.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BOMFIM, A.; RUDEBUSCH, G. Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 32, n. 4, p. 707-721, 2000.

CECCHETTI, S., KRAUSE, S. Central Bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, p. 47-59, 2002.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998.

GREENE, W. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. IN: *Anais do 33º Encontro Nacional de Economia*, Natal, 2005.

MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003.

NEUENKIRCH, M.; TILLMANN, P. Inflation targeting, credibility, and non-linear Taylor rules. *Journal of International Money and Finance*, v. 41, n. 1, p. 30-45, 2014.

OLIVEIRA, N.; MEDEIROS, E.; MEDEIROS, G.; ARAGÓN, E.; SESSO FILHO, U. Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico para o Brasil (2000-2011). *Revista de Economia*, v. 39, n. 2, p. 28-50, 2013.

RODRIGUES, T.; LEME, M. Descumprimento das metas, expectativas de inflação e taxa de juros: O regime monetário brasileiro. In: *Anais do 37º Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu, 2009.

SICSÚ, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 703-711, 2002.

SILVA, E.; PORTUGAL, M. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 2, p. 373-399, 2008.

SOARES, J.; BARBOSA, F. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. IN: *Anais do 34º Encontro Nacional de Economia*, Salvador, 2006.

SOUZA, P. A inflação no Brasil no regime de metas (1999-2013): evolução, determinantes e políticas econômicas. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências Sociais e Humanas, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2015.

SVENSSON, L. *The simplest test of inflation target credibility*. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 4604, 1993.

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

TESFASELASSIE, M. F.; SCHALING, E. Managing disinflation under uncertainty. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 34, n. 12, p. 2568-2577, 2010.

Apêndice

Tabela A.1 – Análise de Robustez (Credibilidade a partir do IPCA)

Parâmetros	M1	M2	M3	M4
$\hat{\beta}'_0$	-41,7108*** (0,0021)	-4,1135 (0,3990)	28,1144*** (0,0073)	-13,4308*** (0,0000)
$\hat{\beta}'_1$	0,0134* (0,0078)	- -	-1,1106* (0,0970)	- -
$\hat{\beta}'_2$ (credibilidade)	-0,0006 (0,0015)	4,3549 (0,2501)	-24,1514** (0,0249)	-14,2251* (0,0000)
$Exp_t(\pi_{t+12})$	- -	1,5559*** (0,0001)	- -	1,3571*** (0,0000)
$h(y_t)$	- -	-0,0082 (0,8599)	- -	-0,0274 (0,4278)
$\hat{\beta}'_i * D_{Tombini}$	- -	-	0,1312 (0,9827)	18,2569** (0,0117)
$\hat{\beta}'_i * D_{Goldfajn}$	- -	-	-49,3691** (0,0368)	-5,5716 (0,4346)
$\hat{\beta}'_i * D_{Campos Neto}$	-	-	-103,8254 (0,3263)	140,3823 (0,2546)
$\hat{\rho}_1$	0,6291*** (0,0003)	0,7155*** (0,0002)	0,8384*** (0,0000)	0,7388*** (0,0000)
$\hat{\rho}_2$	0,3541 (0,1961)	0,2180*** (0,4392)	-0,2091* (0,0619)	0,2440** (0,0168)
R^2	0,9973	0,9975	0,9974	0,9976
R^2 Ajustado	0,9973	0,9974	0,9973	0,9975
J-statistic	2,93	1,612	9,041	2,654
Prob(J-statistic)	(0,231)	(0,657)	(0,434)	(0,24
Instrument rank	6	8	19	34

Fonte: Elaboração própria.

Notas: *** 1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância.