

ESTIMAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL UTILIZANDO FATORES COMUNS DOS ÍNDICES DE *COMMODITIES* E PREVISÕES *IN-SAMPLE* E *OUT-OF-SAMPLE* PARA O PERÍODO DE 2002 A 2015¹

Rodrigo Gustavo de Souza²

Viviane Luporini³

O artigo buscou estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB), para verificar se tal função é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação. Para esta avaliação, foram feitas previsões dentro (*in-sample*) e fora da amostra (*out-of-sample*). As estimativas evidenciaram que a inclusão das variáveis taxa de câmbio real, índice de *commodities* e do seu fator comum melhoram o grau de ajustamento da função de reação do BCB. Este fato pode advir da vulnerabilidade externa do Brasil a choques externos, decorrente de alterações dos preços mundiais das *commodities*.

Palavras-chave: função de reação; taxa de juros; fatores comuns; previsões.

TAYLOR RULE ESTIMATIONS FOR BRAZIL, PRINCIPAL COMPONENTS OF COMMODITY INDICES AND FORECASTS FOR THE 2002-2015 PERIOD

This paper aims to estimate a reaction function of the Central Bank of Brazil (BCB) in order to check whether the estimated reaction function is sensitive to the inclusion of the information content of commodity indices. In particular, we verify whether the inclusion of common factors contained in commodity price indices improve the adjustment of the response function, based on in-sample and out-of-sample forecasts. Our estimates show that the inclusion of information contained in the real exchange rate and commodity price indices may in fact improve the adjustment of the Brazilian Central Bank's reaction function, probably due to the vulnerability of country to external shocks during the period analyzed.

Keywords: reaction function; interest rate; common factors; forecasts.

JEL: E31; E37; F41; F47.

1 INTRODUÇÃO

A partir da implementação do Plano Real, em 1994, a política monetária foi regida com base em diferentes regimes cambiais: câmbio fixo e bandas cambiais. Durante todo o período que se estendeu de 1994 a 1999, a taxa de câmbio constituiu a

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art4>

2. Professor adjunto do Departamento de Economia (Decon) e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Socioeconômico (PPGDSE) da Universidade Federal do Maranhão (UFMA). *E-mail:* <rodrigo.gustavo@ufma.br>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0003-3012-4955>>.

3. Professora associada do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ). *E-mail:* <viviane.luporini@ie.ufrj.br>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-9629-5058>>.

âncora monetária da economia. Contudo, as constantes crises cambiais, como a Crise do México (1994), a da Ásia (1997), e, por fim, a da Rússia (1998), levaram o Brasil a mudar seu regime cambial para o regime de câmbio flutuante, a partir de janeiro de 1999, fazendo com que a taxa de câmbio perdesse o seu papel de âncora monetária. Todavia, a partir de junho de 1999, foi instituído o regime de metas de inflação no Brasil (RMI), no qual seria estabelecida uma meta para a inflação, surgindo assim uma nova âncora monetária.

O controle da inflação se daria principalmente por meio da determinação da taxa básica de juros da economia (Selic), que se tornaria o principal instrumento de política monetária para a inflação, e seria determinada por uma regra, a regra de Taylor.

Em seu artigo, Taylor (1993) busca examinar como a recente pesquisa econométrica avalia a política monetária e como pode ser aplicada em um ambiente prático de formulação de políticas. Assim, mostra as dificuldades de se usar uma regra mecânica de política como tomada de decisões, e emprega dois estudos de caso – o choque do petróleo de 1990 e a unificação alemã – para ilustrar como tal regra de política deve funcionar na prática.

A partir da regra simples apresentada por Taylor (1993), foram realizados inúmeros trabalhos buscando formas mais adequadas para especificá-la. Desse modo, ao serem consideradas especificações da regra de Taylor (1993), deve-se levar em consideração: i) o termo de suavização da taxa de juros; ii) se o modelo trabalha com base na inflação passada (*backward-looking*) ou com a inflação esperada (*forward-looking*); iii) se a condução desta regra de política é para países desenvolvidos ou em desenvolvimento; e iv) se a especificação é linear ou não linear.

A regra de Taylor (1993) descreve bem o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos, não considerando um fato estilizado da literatura no processo de condução da política monetária, segundo o qual “os BCs [bancos centrais] tendem a calibrar o juro básico de forma suave e contínua ao longo do tempo” (Modenesi, 2008, p. 14).

Seguindo essa lógica, vários trabalhos foram escritos buscando obter uma forma mais adequada da regra de Taylor. Alguns estudos, por exemplo, os de Clarida, Galí e Gertler (1999; 2000), Woodford (1999) e Goodhart (1999), Levin, Wieland e Williams (1999), acrescentaram um termo de suavização da taxa de juros.

O regime monetário de metas de inflação difere entre países em desenvolvimento e desenvolvidos. Nos países em desenvolvimento, os coeficientes de inflação na regra de Taylor diminuíram após sua adoção. Isto geralmente decorreu do aumento da credibilidade da política monetária dos BCs ao longo do tempo (Carvalho e Moura, 2008; Fraga, Goldfajn e Minella, 2003; Minella *et al.*, 2003; Mohanty e Klau, 2004).

Trabalhos de Clarida, Galí e Getler (1999; 2000), Huang, Margaritis e Mayes (2001) e Orphanides (2003), Qin e Enders (2008) mostraram que uma regra *forward-looking* tem desempenho melhor do que uma regra *backward-looking* e que uma regra *forward-looking* pode ser um bom indicador do que se seguiu à política monetária. Contudo, conforme Taylor (1993), a inflação passada pode ser uma boa *proxy* para a inflação futura, principalmente em países emergentes, nos quais a inflação passada é considerada para a expectativa de inflação futura.

Outra linha de estudo a respeito das especificações da regra de Taylor tem levantado a questão de que especificações não lineares da regra de Taylor (1993) podem ser mais apropriadas que especificações lineares. Dessa forma, várias pesquisas têm relaxado a suposição habitual de preferências quadráticas e adotaram a especificação de preferência assimétrica, de modo que os BCs reagiriam diferentemente quando a inflação estivesse acima da meta de quando a inflação estivesse abaixo da meta (Gerlach, 2000; Ruge-Murciá, 2002; Bec, Salem e Collard, 2002; Surico, 2004; Cukierman e Muscatelli, 2008).

No caso brasileiro, além das variáveis tradicionais da regra de Taylor, acreditamos que o conteúdo informacional contido nos índices de *commodities* poderá melhorar o ajustamento da regra de Taylor estimada. Este melhor ajustamento advém da relação entre os preços das *commodities* e a inflação doméstica. Os preços das *commodities* podem ser indicadores antecedentes da inflação (Garner 1985; 1989; Marquis e Cunningham, 1990; Cody e Mills, 1991; Awokuse e Yang, 2003; entre outros).

Um aumento nos preços das *commodities* pode indicar um aumento da demanda por bens finais, e, dependendo do grau de abertura da economia, pressionar a inflação interna. As *commodities* são importantes insumos para a produção; desse modo, aumentos persistentes em seus preços são suficientemente persistentes para influenciar as expectativas de inflação. Assim, os agentes podem repassar os aumentos de custo dos insumos de produção, sendo que as *commodities* estocáveis podem constituir um elemento *forward-looking* a respeito da situação futura da economia. Por fim, como os preços das *commodities* respondem rapidamente às pressões gerais de inflação, os investidores podem vê-los como um *hedge* contra a inflação (Garner, 1989; Bloomberg e Harris, 1995; Cheung, 2009).⁴

Destarte, tendo em vista o vínculo entre preços das *commodities* e inflação, tem-se que as *commodities* exercem efeitos diretos e indiretos sobre a inflação doméstica. Os efeitos diretos referem-se ao índice de inflação geral, por meio dos alimentos e da energia; e os indiretos afetam o núcleo de inflação por meio da variação de salários (Cecchetti e Moessner, 2008; Cheung, 2009; Rhee e Lee, 2008).

4. Para uma revisão a respeito da relação entre preços das *commodities* e inflação doméstica, ver Souza (2016).

Os efeitos indiretos advêm de os preços das *commodities* afetarem a taxa de câmbio real, na medida em que o Brasil pode ter uma *commodity currency*⁵ (Fernandez, 2003; Hampshire, 2008; Freire, 2009; Kohlscheen, 2010; Veríssimo, Xavier e Vieira, 2012; Rosolen, Araújo e Lyrio, 2013; Souza e Veríssimo, 2013).

A relação entre taxa de câmbio e inflação é tratada por Calvo e Reinhart (2002). Segundo esses autores, os países que adotaram regime monetário de metas de inflação (RMMI) intervêm nas suas taxas de câmbio mediante o instrumento monetário das taxas de juros, devido ao *fear of floating*, pois uma depreciação da taxa de câmbio conduziria a um *pass-through* da taxa de câmbio (ERPT) para os preços domésticos.

Dessa forma, a partir da relação entre a variação dos preços das *commodities*, da taxa de câmbio real e dos preços domésticos, o presente trabalho busca discutir esta relação por intermédio de várias especificações da regra de Taylor para a economia brasileira. Portanto, contribui com a literatura, ao investigar empiricamente a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e preços domésticos na função de reação do Banco Central do Brasil (BCB), não somente analisando os coeficientes das regressões, mas fazendo previsões dentro e fora da amostra; e verificando, pela acurácia dos modelos, a melhor especificação para a regra de Taylor. Outra contribuição é o uso de uma variável informacional do índice de preços das *commodities*, construída por meio de fatores comuns, o qual busca captar os efeitos das variáveis latentes dentro dos índices de *commodities*.

O objetivo deste artigo é estimar a função de reação do BCB, a fim de verificar se o grau de ajuste da função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities*, bem como examinar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação.

A metodologia utilizada é baseada em Qin e Enders (2008), diferenciando-se no uso de fatores comuns e outras medidas de erros de previsão. Dessa maneira, serão realizadas previsões dentro da amostra (*in-sample*) e fora dela (*out-of-sample*). O critério de seleção de modelos dentro da amostra terá como base os critérios de informação (critério de informação de Akaike – AIC – e critério de informação bayesiano – BIC) e o logaritmo da soma do quadrado do resíduo (*log SSR/T*). Em relação ao critério de seleção fora da amostra, serão usados a raiz do erro quadrado médio (RMSE), o erro percentual absoluto médio (Mape) e a estatística U de Theil.

5. Países com sua pauta de exportação focada em algumas poucas *commodities* primárias que representam um componente significativo da sua pauta de exportação, de modo que alterações nos preços mundiais desses produtos alteram seus termos de troca, levando a mudanças na sua taxa de câmbio real, constituem países que têm *commodity currencies*, ou seja, em que os movimentos nos preços reais das *commodities* podem explicar flutuações em suas taxas de câmbio reais (Chen e Rogoff, 2003; Cashin, Céspedes e Sahay, 2004).

O texto está dividido em cinco seções, incluindo-se esta introdução e as considerações finais. Na segunda seção, são descritos os modelos utilizados. Na terceira seção, são apresentados os dados utilizados e suas transformações. Na quarta seção, são feitas as previsões *in-sample* e *out-of-sample* e a discussão dos resultados. Por fim, a última seção traz as considerações finais.

2 FORMAS FUNCIONAIS DA REGRA DE TAYLOR

A literatura a respeito da regra de Taylor é extensa,⁶ existindo várias especificações disponíveis. Trata-se de especificações lineares e não lineares de modelos *forward-looking*, *backward-looking* e a inclusão de um termo de suavização da taxa de juros.

Dada a literatura a respeito da especificação das regras de Taylor que melhor se ajusta às tomadas de decisões do BCs e a literatura a respeito de fatores comuns, este trabalho utilizará diferentes especificações da regra de Taylor *forward-looking*, para verificar se o índice de *commodities* do Fundo Monetário Internacional (FMI) e seus fatores comuns incorporam uma informação adicional à função de reação do BCB.

Os modelos resenhados com base na literatura são do tipo *forward-looking*, permitindo termo de suavização da taxa de juros como o estimado por Clarida, Galí e Getler (1997; 1999; 2000). As estimativas utilizando apenas uma defasagem da taxa de juros apresentaram problemas de correlação serial dos resíduos; assim, como sugerido por Minella *et al.* (2002), o problema é resolvido usando-se duas defasagens.

A fim de se encontrar a melhor especificação da regra de Taylor, foram estimadas seis formas funcionais da regra, utilizando-se dois termos de defasagem na taxa de juros. Para as previsões dentro da amostra (*in-sample*), em cada um dos modelos foi especificada uma versão com os termos de suavização da taxa de juros, utilizando-se para estimação o método dos momentos generalizados (GMM).⁷ Os instrumentos empregados foram variáveis defasadas da taxa de juros (Selic), hiato do produto e da inflação. Este procedimento é utilizado por Montes e Ferreira (2019), com base em Johnston (1984), no qual os instrumentos escolhidos foram datados do período $t-1$ ou anterior, ou seja, instrumentos defasados.

O modelo 1 refere-se a uma regra de Taylor *forward-looking* simples, em que uma política reage ao desvio da inflação em relação a sua meta, e a diferença do produto, em relação ao seu potencial (*gap*). Os modelos de 1 a 6 diferem entre si apenas no que diz respeito à incorporação de novas variáveis explicativas na versão mais simples da regra de Taylor, esboçada no modelo 1. O modelo 2 acrescenta a

6. Para uma revisão dos trabalhos empíricos a respeito da regra de Taylor, ver o quadro B.1, no apêndice B.

7. Clarida, Galí e Getler (1997; 1999; 2000) utilizam GMM para estimar a regra de Taylor, pois, segundo os autores, pode haver problemas de endogeneidade entre a taxa de juros e as variáveis de inflação e produto.

taxa de câmbio efetiva real; o modelo 3 considera o índice de *commodities* do FMI; o modelo 4 incorpora o fator comum⁸ do índice de *commodities*; o modelo 5 leva em conta a taxa de câmbio efetiva real juntamente com o índice de *commodities*, desta forma incorporando, ao mesmo tempo, dois componentes de choque externo de oferta; e, por último, o modelo 6 incorpora a taxa de câmbio efetiva real e os fatores comuns do índice de *commodities*.

$$\text{Modelo 1: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 3: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_6 PC_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 4: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_7 F1_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 5: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_6 PC_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 6: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1_t) + \varepsilon_t$$

Para as previsões fora da amostra (*out-of-sample*), foram estimados modelos lineares sem o termo de suavização da taxa de juros.⁹ Os modelos de 7 a 12 correspondem, respectivamente, aos modelos 1 a 6, diferenciando-se apenas na exclusão do termo de ajustamento parcial da taxa de juros.

$$\text{Modelo 7: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 8: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 9: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_6 PC_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 10: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1 + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 11: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_6 PC_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 12: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1 + \varepsilon_t$$

Todos os modelos são regras de Taylor *forward-looking* e buscam mostrar a importância de se adicionar o índice de preços de *commodities* e o fator comum na função de reação do BCB.

8. Para uma revisão da literatura a respeito de fatores comuns e componentes principais, ver Reis (1997) e Regazzi (2001).

9. Os modelos foram rodados sem o termo de suavização da taxa de juros, pois, ao se multiplicar o termo de suavização da taxa de juros pela constante e as demais variáveis explicativas do modelo, como desvio da meta, hiato do produto, taxa de câmbio real, fator comum e índice de preços de *commodities*, são obtidos os mesmos coeficientes da estimação dos modelos sem o termo de suavização. Dessa forma, como nas previsões *out-of-sample* não importava verificar o impacto do termo de suavização, mas a acurácia dos modelos por meio das medidas de acurácia, como Mape, RMSE e a estatística de U de Theil, utilizaram-se as especificações dos modelos sem o termo de suavização, em detrimento de especificações com termo de suavização da taxa de juros, conforme utilizado na literatura por facilidade econométrica e sem haver perda de informação do modelo.

3 DADOS UTILIZADOS

O objetivo desta seção é discutir os dados que serão utilizados nos modelos a serem estimados na parte empírica. O período analisado é o de janeiro de 2002 a fevereiro de 2015. Os dados são mensais, abrangendo um total de 158 observações e dezesseis séries, sendo que dez séries se referem aos índices de preços de *commodities*, em dólares, do FMI, separados por subgrupos.¹⁰

As variáveis utilizadas são a taxa básica de juros Selic acumulada no mês, anualizada (% ao ano – a.a.), o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em doze meses, a produção industrial dessazonalizada (produto), a taxa de câmbio efetiva real (e), o desvio da inflação em relação à meta ($desvmeta$), o hiato do produto (hiato), o índice geral de *commodities* (PC) e fatores comuns (F).

Ademais, outras séries dos modelos são construídas das séries descritas aqui. A expectativa de inflação usada é a obtida no relatório *Focus*¹¹ para os doze meses seguintes. Como as expectativas de inflação eram diárias, os dados mensais foram obtidos pela média aritmética simples do mês. Para calcular o desvio da meta – tendo em vista que a meta de inflação é estabelecida no final do ano para o ano atual e os dois próximos anos seguintes, sendo necessário ter uma única medida de desvio da inflação em relação à meta, Minella *et al.* (2002) –, criou-se uma nova variável, ponderando-se os desvios da meta em anos diferentes. A criação da nova variável desvio da meta, segundo Minella *et al.* (2002), pode ser assim especificada:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_t \pi_{t+1} + \pi_{t+1}^*), \quad (1)$$

em que D_j é a medida de desvio esperado da inflação da meta, os índices j do mês, e os índices de t do ano. Portanto, D_j é uma média ponderada do ano em curso e do ano seguinte do desvio esperado da inflação da meta, sendo os pesos inversamente proporcionais ao número de meses que restam no ano.

Dessa forma, observa-se que D_j não contém as expectativas de inflação referentes a dois anos com antecedência, apesar da existência da meta para tal. Isto se deve aos atrasos do mecanismo de transmissão da política monetária e das incertezas associadas às previsões, pois é razoável que o Comitê de Política Monetária (Copom) se concentre na meta corrente e na do ano seguinte para tomar suas decisões (Minella *et al.*, 2002).¹²

10. Os dados sobre a taxa de câmbio, a taxa de juros, a variação da inflação e os índices de preços das *commodities* podem ser obtidos para *download* em: <<https://bit.ly/42XKDN0>>.

11. Pesquisa diária que o BCB conduz entre instituições financeiras e firmas consultadas. Em novembro de 2001, iniciou-se a pesquisa de coleta de expectativas para doze meses.

12. Existem outras maneiras de calcular o desvio da meta, como a usada por Clarida, Gali e Getler (1999), na qual se utiliza a diferença entre a inflação esperada e a meta, não se considerando uma ponderação das metas, como feito por Minella *et al.* (2002).

No que diz respeito à série produção, utilizou-se como *proxy* a produção industrial dessazonalizada, pois a séries disponíveis do produto interno bruto (PIB) são trimestrais e anuais. Esta *proxy* é amplamente usada na literatura, porque os dados do PIB mensal são factíveis de obtenção pelo processo de interpolação dos dados; contudo, estes dados não são tão confiáveis, sendo assim empregada a produção industrial como *proxy*. A produção industrial foi utilizada, e não o IBC-Br, por exemplo, para tornar os resultados comparáveis aos estudos previamente feitos. Em relação ao hiato do produto, este é obtido pela diferença entre a produção industrial e sua tendência. Na literatura, existem duas formas muito utilizadas para obter a tendência de uma série, a primeira sendo a utilização do filtro Hodrick Prescott (HP), e a segunda, o método da tendência linear.

Trabalhos como os de Holland (2005), Soares e Barbosa (2006) e Minella *et al.* (2002) utilizaram ambos os métodos para obter o produto potencial. Para Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006),¹³ os resultados sugeriram que os valores do coeficiente de inflação são influenciados pelo método do produto potencial, e percebeu-se também que o coeficiente de inflação foi maior quando se utilizou o método da tendência linear, sendo os valores superiores aos encontrados quando se usa o filtro HP.

Minella *et al.* (2002) também realizaram estimativas empregando o produto potencial e o desvio do hiato do produto por meio da extração pelos métodos de tendência linear e HP, todavia os resultados foram semelhantes, de forma que foi utilizado o filtro HP. Neste trabalho, a metodologia para a obtenção do produto potencial e posteriormente para a construção da série desvio da meta será o método do filtro HP. O parâmetro de alisamento para o filtro HP é ajustado para seu valor padrão 14.400 para os dados mensais. Assim, o hiato do produto é obtido a partir do desvio da produção industrial dessazonalizado menos a sua tendência. Outra variável a ser utilizada é o índice de preços de *commodities* fornecido pelo FMI. Estes índices são divididos em subgrupos.

Por fim, a partir dos índices de preços das *commodities* do FMI, serão obtidos os fatores comuns. O passo inicial da análise é determinar o método de extração dos fatores e o número de fatores.¹⁴ Neste artigo, optou-se pelo método de extração de fatores ortogonais, e o critério do número de fatores se baseia no

13. Os resultados de Soares e Barbosa (2006) sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera valores maiores para o coeficiente do hiato do produto, comparados aos valores obtidos quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial.

14. O corpo da literatura referente ao modelo de fatores é extenso. Os primeiros modelos de fatores referem-se aos trabalhos de Geweke (1977) e Sims e Sargent (1977 *apud* Stock e Watson, 1999), que analisaram este modelo usando domínio de frequência para um pequeno número de variáveis. Destacam-se os trabalhos de Stock e Watson (1999; 2002), Bai e Ng (2008), entre outros. Para verificar o número de fatores, entre os métodos existentes na literatura, vale ressaltar as propostas por Stock e Watson (1999), Bai e Ng (2002), e o critério Kaiser-Guttman, segundo o qual somente os fatores com autovalor maior que 1 devem ser mantidos.

de Kaiser-Guttman.¹⁵ As descrições das séries, com suas respectivas transformações e fontes, encontram-se no apêndice A.

Este estudo, ao buscar o quanto as variações dos preços das *commodities* influenciam as tomadas de decisões sobre a formação da taxa básica de juros Selic pelo BCB, objetiva verificar em que medida esta variação de preços é importante na função de reação do BCB. Por isso, o período a ser analisado corresponde àquele de alta e posterior baixa dos preços recentes das *commodities*. O período 2003-2008 foi caracterizado por um dos maiores aumentos dos preços das *commodities* no mercado mundial, e posteriormente, a partir de meados de 2008, houve uma drástica queda, decorrente da crise americana do *subprime*. A partir de 2009, novamente houve uma recuperação dos preços das *commodities*, todavia não no mesmo patamar, à qual se seguiu novamente um processo de recuperação até 2011, chegando ao seu pico em meados de abril. Após esse período, seguiu-se uma tendência de queda até 2015.

4 ESTIMATIVAS DAS REGRAS DE TAYLOR *IN-SAMPLE* E *OUT-OF-SAMPLE*

As diferentes especificações de regras de Taylor serão estimadas *in-sample* e *out-of-sample*, dois testes que são importantes alternativas de abordagens para avaliar o conteúdo preditivo de uma variável. Os testes na amostra tiram vantagem do tamanho total da desta e, portanto, tendem a ter uma maior potência, enquanto o processo de previsão para fora da amostra pode ser mais prático, uma vez que imita (reproduz) a restrição de dados de previsão em tempo real, sendo mais sensível aos problemas de má-especificação (Chen, Rogoff e Rossi, 2008, p. 9-10).

Dessa forma, diferentes especificações da regra de Taylor visam verificar se a inclusão do índice de preços das *commodities* melhora o ajustamento da função de reação do BCB. Por sua vez, a inclusão do fator comum do índice de preços de *commodities* do FMI busca captar componentes não observáveis, de modo a potencialmente melhorar o poder preditivo do modelo. As especificações *in-sample* utilizam o termo de suavização da taxa de juros e são estimados por GMM, para se evitar a endogeneidade entre a taxa de juros Selic e as variáveis produto e inflação.

Da mesma maneira, nas estimativas *out-of-sample*, as diferentes especificações da regra de Taylor servem para verificar se as inclusões do índice de *commodities* e do seu fator comum melhoram a acurácia de previsão dos modelos. As estimativas *out-of-sample* são realizadas com os modelos sem o termo de suavização da taxa de juros e estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO).¹⁶

15. A metodologia usada para o cálculo dos fatores e a metodologia utilizada para determinar o número de fatores é a mesma usado em Souza (2016).

16. As previsões *out-of-sample* foram realizadas por MQO, conforme praxe na literatura. Qin e Enders (2008) consideram, para o seu exercício de previsão *out-of-sample*, que a inflação e o hiato do produto são variáveis exógenas que não dependem da taxa de juros. Carvalho e Moura (2008) realizam previsões *out-of-sample* para a regra de Taylor utilizando estimativas por MQO.

Um primeiro passo quando se trabalha com séries é verificar se elas seguem um processo estocástico estacionário ao longo do tempo. Para isso, serão realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (DFGLS) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

TABELA 1
Teste de raiz unitária

Variáveis	ADF	DFGLS	KPSS
Selic	-2,6231*(1)(c)	-1,85595*(1)(c)	1,190758*** (10)(c)
Desvmeta	-2,71979*(1)(c)	-2,29872***(1)(c)	0,322665(9)(c)
Hiato	-3,64934*** (0)(c)	-3,6612*** (0)(c)	0,026937(9)(c)
TCR	-1,88886(1)(c,t)	-1,7877(1)(c,t)	0,277981*** (10)(c,t)
Fator comum	-2,19432(1)(c,t)	-2,27185(1)(c,t)	0,166946***(9)(c,t)
Commodity	-2,61333(1)(c,t)	-2,63024(1)(c,t)	0,170334***(9)(c,t)
DTCR	-10,0833*** (0)(c,t)	-10,0006*** (0)(c,t)	0,078247(6)(c,t)
DF1	-7,37215*** (0)(c,t)	-7,41856*** (0)(c,t)	0,048999(7)(c,t)
Dcommodity	-7,33942*** (0)(c,t)	-7,32546*** (0)(c,t)	0,050294(5)(c,t)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Todos os modelos foram rodados utilizando-se constante e/ou tendência conforme sugerido pela análise gráfica.

2. As defasagens estão entre parênteses; ***, ** e * denotam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3. Para o teste KPSS, a hipótese nula é inversa às da ADF e da DFGLS; desse modo, a hipótese nula é de que a série é estacionária.

Os resultados da tabela 1 mostram evidências de que as séries *Selic*, *desvmeta* e *hiato* do produto são estacionárias em nível. Assim, nos testes ADF e DFGLS, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para estas séries. O teste KPSS mostrou evidência de que a *Selic* é não estacionária, pois rejeitou a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10% de significância.

Para as séries taxa de câmbio efetiva real (TCR), fator comum e índice de *commodities*, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária com os testes ADF e DFGLS. Para o teste KPSS, verifica-se que se rejeita a hipótese nula de estacionariedade das séries. Dessa maneira, consideramos que as séries são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, como se verifica na tabela 1.

4.1 Estimativas *in-sample* da regra de Taylor

Na literatura, existem diversos critérios concorrentes quando o propósito é avaliar o desempenho do modelo dentro da amostra. Os critérios de informação de Akaike (AIC), teste de razão de verossimilhança, Hannan-Quinn e Schwarz bayesiano são

exemplos de critérios de escolha de modelos dentro da amostra (Lütkepohl, 2007¹⁷ *apud* Mendonça, Sachsida e Medrano, 2013, p. 304).

Assim como em Qin e Enders (2008), este estudo utilizará critérios de informação – o AIC e o critério de informação bayesiano (BIC) – para selecionar as especificações dos modelos.

TABELA 2
Estimativas dos modelos dentro da amostra – *in-sample* (2002-2015)

Variável dependente: Selic	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Selic(-1)	1,7194 [0,030]***	1,7014 [0,030]***	1,7227 [0,029]***	1,7206 [0,030]***	1,6961 [0,029]***	1,686 [0,031]***
Selic(-2)	-0,7338 [0,029]***	-0,7198 [0,029]***	-0,7361 [0,028]***	-0,7344 [0,029]***	-0,7138 [0,029]***	-0,7047 [0,030]***
Constante	9,5921 [1,056]***	9,9884 [0,821]***	10,1136 [1,117]***	10,2199 [1,015]***	10,3313 [0,815]***	10,6716 [0,730]***
Desvmeta	1,6252 [0,782]**	1,1962 [0,652]*	0,8564 [0,845]	0,9475 [0,811]	0,5161 [0,637]	0,3199 [0,652]
Hiato	2,0157 [0,397]***	1,804 [0,266]***	2,1404 [0,464]***	2,0369 [0,431]***	1,8502 [0,323]***	1,7328 [0,299]***
Cambio	- -	-1,34529 [0,287]***	- -	- -	-1,5756 [0,292]***	-1,6244 [0,273]***
Dcommodity	- -	- -	-0,49911 [0,245]**	- -	-0,5763 [0,192]***	- -
DF1	- -	- -	- -	27,48835 [13,704]**	- -	39,12796 [10,859]***
$(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$	0,0144	0,0184	0,0134	0,0138	0,0177	0,0187
AIC	0,3323	0,3402	0,3438	4,6781	0,3525	0,3529
BIC	0,4301	0,4575	0,4611	0,3445	0,4894	0,4898
Q-Stat (24) (p-valor)	0,9120	0,8770	0,9700	0,9740	0,9270	0,9250
J-Stat (p-valor)	0,9545	0,9143	0,9481	0,9523	0,8995	0,9142

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os modelos da regra de Taylor são estimados pelo GMM.

2. Estatísticas *t* robustas para heterocedasticidade e autocorrelação, Newey-West.

3. Significância estatística a: *** 1% ; ** 5%; e * 10%.

A tabela 2 traz os resultados de seis especificações da regra de Taylor *forward-looking*. Os modelos foram estimados pelo GMM, utilizando-se como instrumentos

17. Lütkepohl, H. (Ed.). *New introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer Publishing Company, 2007.

variáveis defasadas da Selic, do hiato do produto e do IPCA.¹⁸ Os resultados do teste J e Q indicam adequação dos modelos e ausência de autocorrelação nos resíduos. Os coeficientes: desvio da meta, hiato do produto, taxa de câmbio real, preços das *commodities* e seu fator comum mostraram ser significativos a 1%, 5% e 10%. Os coeficientes do desvio da meta para os modelos 1 e 2 são maiores que 1 e significativos a 5% e 10%, respectivamente, enquanto para os modelos 3, 4, 5 e 6 são menores que 1 e não são significativos. Por sua vez, os coeficientes do hiato do produto mostraram-se significativos e maiores que 1 para todos os modelos, evidenciando que o BCB tem reagido a mudanças no hiato do produto.

Os coeficientes dos fatores comuns e da taxa de câmbio sugerem que aumentos nos preços das *commodities* geram aumentos dos preços domésticos, levando ao aumento da taxa de juros. Por seu turno, aumentos dos preços das *commodities* podem alterar os termos de troca do Brasil entre os bens *tradables* e *non tradables*, fazendo com que haja uma apreciação da taxa de câmbio real, o que compensa os efeitos do aumento dos preços das *commodities*.

Essa relação pode ser percebida no modelo 6, no qual a inclusão da taxa de câmbio e DF1 (fator) apresenta um coeficiente da taxa de câmbio significativo e com uma relação negativa. O coeficiente DF1 mostrou sinal positivo e significativo. Este resultado, aparentemente controverso a literatura, como colocado por Nogueira e León-Ledesma (2009), Mendonça e Tiberto (2017), entre outros, pode ser explicado na medida em que, nesse período, o *boom* dos preços das *commodities* provocou uma apreciação da taxa de câmbio real,¹⁹ assim havendo o ERPT reverso da taxa de câmbio, o que contribuiu para uma redução da inflação. Dessa forma, houve uma relação inversa entre preços das *commodities* e taxa de câmbio no período. Com relação ao termo de suavização da taxa de juros ($1 - \alpha_1 - \alpha_2$), este apresentou resultados pouco significativos, sendo os valores baixos, conforme a tabela 2.

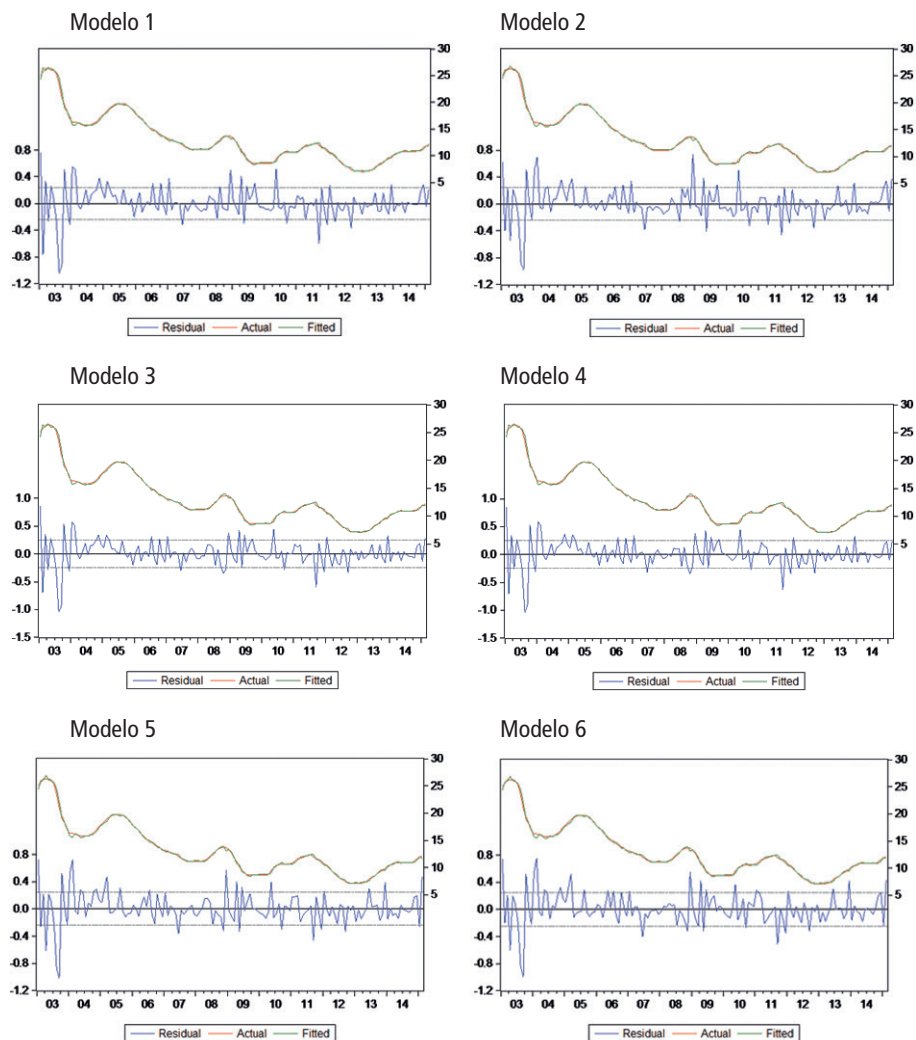
Verifica-se que, quando as variáveis *dcommodity* ou *DF1* são introduzidas na análise, a variável desvio da meta (*desvmeta*) deixa de ser estatisticamente significativa, sugerindo que essas variáveis *não* adicionam conteúdo informacional à estimação da regra de Taylor para o período analisado. E, de fato, observando-se os gráficos do grau de ajustamento da Selic estimada a partir desses modelos e a

18. Clarída, Galí e Gertler (1997) escolhem como instrumentos valores defasados de 1, 6, 9 e 12 períodos do hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços das *commodities*, taxa de juros nominal e diferença logarítmica da taxa de câmbio real da moeda do país em relação ao dólar americano.

19. Para mais detalhes, ver a teoria da *commodity currency*. Para uma abordagem desta literatura, ver Souza (2016), que descreve, no primeiro ensaio de sua tese, o arcabouço teórico no qual esta teoria foi desenvolvida, e faz uma revisão da literatura internacional e nacional sobre o assunto.

observada, verifica-se que todos os modelos parecem representar bastante bem o comportamento da Selic.²⁰

GRÁFICO 1
Previsão *in-sample* para os modelos



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

20. As estimativas *backward-looking* foram realizadas em uma primeira versão do presente artigo, e foram apresentadas no 43º Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), em dezembro de 2015. O artigo citado está disponível para *download* em: <<https://bit.ly/40q3uyQ>>.

4.2 Estimativas *out-of-sample* da regra de Taylor

Embora a análise do desempenho de previsão *in-sample* de diferentes regras de Taylor seja importante, o desempenho de previsões *out-of-sample* pode ser uma ajuda útil para selecionar o melhor modelo. As previsões fora da amostra (*out-of-sample*) são utilizadas para determinar se um dos principais indicadores propostos é potencialmente útil para previsão de uma variável-alvo.²¹

Este trabalho utiliza aproximadamente 50% do tamanho da amostra – no caso, 76 observações, para previsões fora da amostra –, e, como critério de acurácia dos modelos, a RMSE e o Mape. Os resultados das estimativas dos modelos *out-of-sample*, para 1, 2, 3 e 4 passos à frente, estão na tabela 3.

TABELA 3
Previsões fora da amostra (*out-of-sample forecasts*) para $h = 1, 2, 3$ e 4 passos à frente (2002-2015)

		$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$
Modelo 1	RMSE	0,36198	0,9273	1,648	2,4716
	Mape	3,3636	9,0725	16,391	24,805
Modelo 2	RMSE	0,34783	0,88946	1,5842	2,3859
	Mape	3,2076	8,6594	15,706	23,892
Modelo 3	RMSE	0,37942	0,97848	1,7370	2,5977
	Mape	3,5411	9,5303	17,266	26,031
Modelo 4	RMSE	0,37951	0,97743	1,7311	2,584
	Mape	3,5211	9,4542	17,109	25,767
Modelo 5	RMSE	0,36697	0,9456	1,6824	2,5255
	Mape	3,3941	9,1085	16,579	25,128
Modelo 6	RMSE	0,36782	0,94637	1,6792	2,5153
	Mape	3,3734	9,0238	16,41	24,848
Modelo selecionado por RMSE	-	2	2	2	2
Modelo selecionado por Mape	-	2	2	2	2

Elaboração dos autores.

Obs.: O período de estimação total da amostra é de 2002(3)-2015(2), sendo que o período de inicialização é 2002(3)-2008(8), com 76 observações reservadas para as projeções fora da amostra e o período de teste 2008(9)-2015(2).

A tabela 3 mostra os resultados das previsões *out-of-sample* 1, 2, 3 e 4 passos à frente dos seis modelos de regra de Taylor.²² O modelo 2 é o que apresentou os menores RMSE e Mape para todos os períodos de previsão, mostrando evidências de que a inclusão da taxa de câmbio real melhorou a acurácia do modelo em comparação

21. Para uma discussão detalhada, ver Makridakis, Wheelwright e Hyndman (1998) e Clements e Hendry (1998).

22. Como os coeficientes dos modelos com o termo de suavização da taxa de juros eram parecidos com os modelos lineares, foram utilizados, na previsão fora da amostra, somente os modelos lineares.

ao segundo melhor, o modelo 1. Os modelos 3 e 4 não se mostraram satisfatórios, na medida em que apresentaram RMSE e Mape maiores que as especificações mais básicas da regra de Taylor, mostrando que a inclusão somente do índice de *commodities* e dos seus fatores no modelo básico da regra de Taylor não melhorou sua acurácia. Os modelos 5 e 6 mostraram resultados interessantes: o modelo 5 apresentou um melhor RMSE para os dois primeiros períodos, enquanto o modelo 6 mostrou um melhor RMSE para os dois períodos finais.

Em termos da medida de acurácia Mape, o modelo 2 apresentou melhores resultados para todos os períodos, mostrando evidências de que a inclusão da taxa de câmbio real na função de reação possibilita melhorar o poder de acurácia do modelo. Outro resultado observado é em relação ao uso do índice de *commodities* ou do seu fator. Os modelos 5 e 6 mostram evidências de que o uso de fatores comuns melhora o poder de acurácia do modelo, em detrimento do uso do índice de *commodities* pela medida de acurácia Mape.

Na análise de robustez dos resultados, utilizamos um dos modelos considerado *naïve* para comparar o ajustamento. O modelo *naïve* seria uma regra de Taylor *forward-looking* simples, na qual se incorporam simplesmente as variáveis desvio da meta de inflação e hiato do produto. Consideramos o modelo 1 como esse modelo simples.

Para uma melhor análise comparativa entre os modelos, fez-se a diferença entre o RMSE do modelo da regra de Taylor com especificação *forward-looking* simples – representado pelo modelo 1 – em relação aos outros modelos. Dessa forma, procurou-se verificar quanto outras especificações de modelos, nas quais se incorporam outras variáveis, poderiam melhorar o poder de previsão e o grau de ajustamento da função de reação do BCB.

Outro exercício realizado foi comparar o modelo 4, no qual se acrescentam fatores comuns na especificação básica da regra de Taylor, com outros modelos. Este exercício pretendia verificar se a inclusão dos fatores comuns do índice de *commodities* melhoraria o desempenho dos modelos de previsão, tendo como base o RMSE.

O resultado dessa diferença entre o RMSE do modelo de referência e outros modelos é dado por d . Assim, quando $d > 0$, deduz-se que o RMSE do modelo base é maior que o do modelo ao qual ele está sendo comparado; portanto, o modelo apresenta mais poder de previsão do que o modelo básico. Logo, o mesmo raciocínio é aplicado para $d > 0$, em que, se o RMSE do modelo básico é menor que o modelo com o qual está sendo comparado, isso significa que o modelo básico ostenta um melhor poder de previsão. A tabela 4 exhibe os resultados de d .

TABELA 4
Análise comparativa do RMSE entre os modelos ($d > 0$) ($d < 0$)

Modelos 1 (regra de Taylor simples) e outros modelos ($d < 0$) e ($d < 0$)				
(1-2)	0,01415	0,03784	0,0638	0,0857
(1-3)	-0,01744	-0,05118	-0,089	-0,1261
(1-4)	-0,01753	-0,05013	-0,0831	-0,1124
(1-5)	-0,00499	-0,0183	-0,0344	-0,0539
(1-6)	-0,00584	-0,01907	-0,0312	-0,0437
Modelos 4 (inclusão de fatores) e outros modelos ($d < 0$) e ($d < 0$)				
(4-2)	0,03168	0,08797	0,1469	0,1981
(4-3)	0,00009	-0,00105	-0,0059	-0,0137
(4-5)	0,01254	0,03183	0,0487	0,0585
(4-6)	0,01169	0,03106	0,0519	0,0687

Elaboração dos autores.

Obs.: Para $d > 0$, os modelos são melhores que o *naïve* e do que o de fatores. No caso de $d < 0$, os modelos *naïve* e o de fatores apresentaram melhor poder de previsão.

Quando se comparou a regra de Taylor simples (modelo 1) a outras especificações, verificou-se que somente a comparação com o modelo 2 (o qual inclui a variável taxa de câmbio real) gera valores de $d > 0$; para as demais comparações, o valor de $d < 0$, mostrando que o RMSE do modelo 1 é menor do que o das outras especificações.

O modelo 4 (inclusão de fatores comuns na regra de Taylor simples), quando comparado a outras especificações, apresentou valor de $d > 0$, com exceção do modelo 3 (inclui índice de *commodities* na regra de Taylor). Este resultado mostra evidências de que, em uma comparação entre o modelo 4 (inclui fatores) e o modelo 3 (índice de *commodities*), o primeiro tem um melhor poder de previsão para todos os horizontes, com exceção de $h = 1$, assim apoiando o uso de fatores comuns em vez do índice de *commodities*.

Outra medida de acurácia usada para comparação entre os modelos é a estatística U de Theil. Esta foi calculada com base na razão entre o RMSE dos modelos em comparação ao RMSE do modelo base (*naïve*).

$$\text{Estatística U Theil} = \frac{\text{RMSE da Previsão}}{\text{RMSE da Previsão naïve}}. \quad (2)$$

Primeiramente, foi calculado o U de Theil, tendo como modelo base a especificação simples da regra de Taylor. Posteriormente, foi calculado o U de Theil, comparando-se o RMSE dos modelos 1, 2, 3, 5 e 6 em relação à regra de Taylor, tendo sido incluído o fator comum do índice de *commodities* na sua especificação.

TABELA 5
Estatística U de Theil

RMSE – Modelos/RMSE do modelo 1 (regra de Taylor simples <i>forward-looking</i>)				
Modelo 2	0,960909	0,959193	0,961286	0,965326
Modelo 3	1,048179	1,055192	1,054005	1,05102
Modelo 4	1,048428	1,05406	1,050425	1,045477
Modelo 5	1,013785	1,019735	1,020874	1,021808
Modelo 6	1,016133	1,020565	1,018932	1,017681
RMSE – Modelos/RMSE do modelo 4 (regra de Taylor simples <i>forward-looking</i> + fator comum)				
Modelo 1	0,953809	0,948712	0,951996	0,956502
Modelo 2	0,916524	0,909999	0,915141	0,923336
Modelo 3	0,999763	1,001074	1,003408	1,005302
Modelo 5	0,966957	0,967435	0,971868	0,977361
Modelo 6	0,969197	0,968223	0,970019	0,973413

Elaboração dos autores.

Obs.: Se $U = 1$, o método naïve é tão bom quanto o outro modelo de previsão. Se $U < 1$, a técnica de previsão usada é melhor do que a naïve. Se $U > 1$, a técnica não é melhor que a naïve.

A tabela 5 exibe o resultado da estatística de Theil, comparando-se o modelo 1 aos modelos 2, 3, 4, 5 e 6. A estatística de Theil apresentou valor $U < 1$ somente para o modelo 2, confirmando os resultados anteriores. Quando comparado o modelo 4 em relação a outras especificações, tem-se que o $U < 1$ para os modelos 1, 2, 5 e 6. Em relação ao modelo 3, apresentou um valor $U < 1$ somente para o $h = 1$; para todos os outros horizontes de previsão, apresentou um valor de $U > 1$, evidenciando que o uso de fatores comuns melhora o poder de previsão dos modelos. Portanto, os resultados apontam que as inclusões da taxa de câmbio real e do fator comum melhoram o poder de acurácia dos modelos. Este resultado condiz com os encontrados para as previsões *in-sample*.

Como estratégia para se verificar a validade dos resultados encontrados, foi realizado exercício de robustez, para isto aplicando-se uma estratégia recursiva sequencial. Os procedimentos adotados para o exercício econométrico são os mesmos, todavia agora, em vez de uma janela fixa, esta é ampliada adicionando-se sequencialmente cada observação da amostra. A amostra começa a partir de um número mínimo de observações e estatísticas, sendo recalculadas adicionando-se uma observação de cada vez. No presente trabalho, a amostra inicial começou utilizando cerca de um quinto da amostra total;²³ no caso, 31 observações. Os resultados obtidos pela análise recursiva exibiram os mesmos RMSE e Mape

23. Felício e Rossi Júnior (2014) utilizam uma amostra inicial de um quinto, sendo que o tamanho da amostra total é de 152 observações.

da previsão estatística, e, portanto, da estatística U de Theil, apresentados para as previsões estáticas, confirmando os resultados encontrados.²⁴

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou, mediante diversas especificações *forward-looking* da regra de Taylor e previsões dentro e fora da amostra, verificar se a inclusão do índice de *commodities* e de uso de fatores comuns melhora o grau de ajustamento da função de reação do BCB.

Os principais resultados para dentro da amostra são trazidos a seguir.

- 1) Pelo critério de informação AIC, o modelo 1 (que inclui as variáveis desvio da meta e hiato do produto) apresentou o melhor resultado.
- 2) Pelo critério de informação BIC, o modelo 4 (que inclui as variáveis desvio da meta, hiato do produto e fator comum) apresentou o melhor resultado.
- 3) Quando as variáveis *dcommodity* ou *DF1* (fator) são introduzidas na análise, a variável desvio da meta (*desvmeta*) deixa de ser estatisticamente significativa, sugerindo que essas variáveis *não* adicionam conteúdo informacional à estimação da regra de Taylor para o período analisado.

Considerando-se as previsões fora da amostra, o modelo 2 é o que apresentou os menores valores do RMSE e do Mape, revelando-se o melhor modelo. Para analisar se a inclusão de fatores comuns melhora o poder de previsão dos modelos, comparou-se o modelo 4 às outras especificações. Nesse caso, todos os valores de *d* foram superiores a zero, com exceção da comparação ao modelo 3, no qual se incluiu a variável índice de *commodities*.

As estatísticas de Theil corroboraram os resultados obtidos, confirmando a supremacia do modelo 2. Os resultados foram ainda confirmados quando se realizaram previsões recursivas. Em síntese, os resultados nos sugerem fortemente que, em uma especificação *forward-looking*, a taxa de câmbio é uma variável que deve ser incluída nas estimações da regra de Taylor para o Brasil. Os potenciais efeitos preditivos dos índices de *commodities*, seja em sua totalidade, seja em termos de carga de variabilidade, não se mostraram relevantes nas nossas estimativas, apesar da condição do Brasil como grande exportador de *commodities*. Esperava-se que essa condição pudesse se refletir na função de reação do BCB, dado que choques externos – como alterações dos preços das *commodities* – podem levar a uma mudança nos termos de troca entre bens *tradable* e *non tradables*, tendo como consequência, por um lado, uma apreciação da taxa de câmbio real, e, por outro, um repasse dos

24. Como os resultados das previsões recursivas apresentaram os mesmos RMSE e Mape das previsões estáticas, os resultados não foram apresentados. Todavia, podem ser obtidas com o autor.

preços das *commodities* para os preços domésticos. É certo que esses efeitos podem se compensar entre si, na medida em que um aumento dos preços das *commodities* pode ser compensando por uma apreciação da taxa de câmbio real (*pass-through* reverso). As especificações da regra de Taylor estimadas neste trabalho sugerem que alterações no índice de *commodities* fazem parte da informação amostral do BCB, potencialmente via variações na taxa de câmbio, como evidenciado pelo poder preditivo do modelo em que essa variável é incorporada.

REFERÊNCIAS

- AWOKUSE, T. O.; YANG, J. The information role of commodity prices in formulating monetary policy: a re-examination. **Economics Letters**, v. 79, n. 2, p. 219-224, May 2003.
- BEC, F.; SALEM, M. B.; COLLARD, F. Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for the US, French and German central banks. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 6, n. 2, 2002.
- BLOOMBERG, S. B.; HARRIS, E. S. The commodity-consumer prices connection: fact or fable? **Economic Policy Review**, v. 1, n. 3, p. 21-38, Oct. 1995.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 2, p. 379-408, May 2002. Disponível em: <<https://bit.ly/3G1dnuR>>. Acesso em: 29 mar. 2020.
- CARVALHO, A. de; MOURA, M. L. **What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America?** São Paulo: Insper, 2008. (Insper Working Paper, n. 134).
- CASHIN, P.; CÉSPEDES, L. F.; SAHAY, R. Commodity currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, v. 75, n. 1, p. 239-268, Oct. 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3zd4Zo2>>. Acesso em: 29 mar. 2020.
- CECCHETTI, S.; MOESSNER, R. Commodity prices and inflation dynamics. **BIS Quarterly Review**, p. 55-66, Dec. 2008.
- CHEN, Y.-C.; ROGOFF, K. Commodity currencies. **Journal of International Economics**, v. 60, n. 1, p. 133-160, May 2003.
- CHEN, Y.-C.; ROGOFF, K.; ROSSI, B. **Can exchange rates forecast commodity prices?** Cambridge, United States: NBER, Mar. 2008. (Working Paper, n. 13901). Disponível em: <<http://bit.ly/3KeJju2>>. Acesso em: 20 maio 2014.
- CHEUNG, C. **Are commodity prices useful leading indicators of inflation?** Ottawa: Bank of Canada, Jan. 2009. (Working Paper, n. 5). Disponível em: <<https://bit.ly/40qWPVd>>. Acesso em: 2 dez. 2013.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER M. **Monetary policy rules in practice: some international evidence.** Cambridge, United States: NBER, Nov. 1997. (Working Paper, n. 6254).

_____. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, Dec. 1999.

_____. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, Feb. 2000.

CLEMENTS, M. P.; HENDRY, D. F. (Ed.). **Forecasting economic time series.** Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 1998.

CODY, B. J.; MILLS, L. O. The role of commodity prices in formulating monetary policy. **Review Economics Statistics**, v. 73, n. 2, p. 358-365, May 1991. Disponível em: <<http://bit.ly/3M0utwK>>. Acesso em: 4 nov. 2013.

CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: evidence from the United Kingdom and the United States. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, v. 8, n. 1, p. 1-31, 2008.

FELÍCIO, W. R. de O.; ROSSI JÚNIOR, J. L. Common factors and the exchange rate: results from the Brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 1, p. 49-71. jan-mar. 2014.

FERNANDEZ, C. Y. H. **Câmbio real e preços de commodities: relação identificada através de mudança de regime cambial.** 2003. 86 f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA A. **Inflation targeting in emerging market economies.** Cambridge, United States: NBER, Oct. 2003. (Working Paper, n. 10019). Disponível em: <<https://bit.ly/3JTmPBw>>. Acesso em: 10 jun. 2015.

FREIRE, A. C. B. **Previsão de câmbio e preços de commodities: uma análise empírica do caso brasileiro.** 2009. 113 f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

GARNER, C. A. Commodity prices and monetary policy reform. **Economic Review**, v. 70, p. 7-22, Feb. 1985.

_____. Commodity prices: policy target or information variable? **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 21, n. 4, p. 508-514, Nov. 1989. Disponível em: <<http://bit.ly/3lNO4oY>>. Acesso em: 4 nov. 2013.

GERLACH, S. **Asymmetric policy reactions and inflation.** Bank of International Settlements, 2000. Mimeografado.

GERLACH, S. Recession aversion, output and the Kydland-Prescott Barro-Gordon model. **Economics Letters**, v. 81, n. 3, p. 389-394, Dec. 2003.

GEWEKE, J. The dynamic factor analysis of economic time series. *In*: AIGNER, D. J.; GOLDBERGER, A. S. (Ed.). **Latent variables in socio-economic models**. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1977.

GOODHART, C. Central bankers and uncertainty. **Bank of England Quarterly Bulletin**, v. 39, p. 102-115, 1999.

HAMPSHIRE, B. N. **O efeito de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real para países exportadores de commodities**: uma análise empírica. 2008. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting**. *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 8., 2005, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. **Anais...** Porto Alegre: Anpec-Sul, 2005.

HUANG, A.; MARGARITIS, D.; MAYES, D. Monetary policy rules in practice: evidence from New Zealand. **Multinational Finance Journal**, v. 5, n. 3, p. 175-200, 2001.

JOHNSTON, J. **Econometric methods**. 3rd. ed. Singapore: McGraw-Hill Book Co, 1984.

KOHLSCHEEN, E. Emerging floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies. **Journal of International Money and Finance**, v. 29, n. 8, p. 1580-1595, Dec. 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zbZDCR>>. Acesso em: 20 dez. 2015.

LEVIN, A.; WIELAND, V.; WILLIAMS, J. C. Robustness of simple monetary policy rules under model uncertainty. *In*: TAYLOR, J. B. (Ed.). **Monetary policy rules**. Chicago: University of Chicago Press, 1999. p. 263-299.

MAKRIDAKIS, S.; WHEELWRIGHT, S. C.; HYNDMAN, R. C. **Forecasting: methods and applications**. 3rd. ed. New York: John Wiley and Sons, 1998.

MARQUIS, M. H.; CUNNINGHAM, S. R. Is there a role for commodity prices in the design of monetary policy? Some empirical evidence. **Southern Economic Journal**, v. 57, n. 2, p. 169-209, Oct. 1990.

MENDONÇA, H. F.; TIBERTO, B. P. Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: an assessment for developing countries. **International Review of Economics & Finance**, v. 50, p. 196-244, July 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3TVIHC8>>.

MENDONÇA, J. C. de; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Um modelo econométrico para previsão de impostos no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 2, p. 295-329, 2013.

MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil**: constructing credibility under exchange rate volatility. Brasília: BCB, July 2003. (Working Paper Series, n. 77).

MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil**: lessons and challenges. Brasília: BCB, Nov. 2002 (Working Paper Series, n. 53).

MODENESI, A. **Convenção e rigidez na política monetária**: uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2008. (Texto para Discussão, n. 1351).

MOHANTY, M. S.; KLAU, M. **Monetary policy rules in emerging market economies**: issues and evidence. Basel: BIS, Mar. 2004 (Working Paper, n. 149).

MONTES, G. C.; FERREIRA, C. F. Effect of monetary policy credibility on the fear of floating: evidence from Brazil. **Journal of Policy Modeling**, v. 41, n. 5, p. 981-1004, Sept.-Oct. 2019. Disponível em: <<https://bit.ly/3KegSiT>>.

NOGUEIRA, R.; LEÓN-LEDESMA, M. Fear of floating in Brazil: did inflation targeting matter? **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 20, n. 3, p. 255-266, 2009.

ORPHANIDES, A. Historical monetary policy analysis and the Taylor rule. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 5, p. 983-1022, July 2003.

QIN, T.; ENDERS, W. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, n. 1, p. 428-443, Mar. 2008.

REGAZZI, A. J. (Org.). **INF 766**: análise multivariada. Viçosa, Minas Gerais: Universidade Federal de Viçosa, 2001. 166 p.

REIS, E. (Org.). **Estatística multivariada aplicada**. Lisboa: Editora Silabo, 1997.

RHEE, C.; LEE, H. **Commodity price movements and monetary policy in Asia**. Basel: BIS, Feb. 2013. (Papers n. 70). Disponível em: <<https://bit.ly/3LVxP3X>>. Acesso em: 20 out. 2013.

ROSOLEN, D.; ARAÚJO, M. V.; LYRIO, M. Previsão do preço de *commodities* por meio das taxas de câmbio. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 4, p. 813-830, out.-dez. 2013.

RUGE-MURCIA, F. J. A prudent central banker. **IMF Staff Papers**, v. 49, n. 3, p. 456-469, 2002.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., 2006, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006.

SOUZA, R. G. de. Análise da dinâmica entre preços das *commodities* e inflação no Brasil utilizando fatores comuns e previsões fora da amostra para o período de 2003:02 a 2014:02. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 42., 2014, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal: Anpec, 2014.

_____. **Três ensaios sobre política monetária:** preços de *commodities*, taxa de câmbio real e inflação. 2016. 138 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

SOUZA, T. A.; VERÍSSIMO, M. P. O papel das *commodities* para o desempenho exportador brasileiro. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 79-94, 2013.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, p. 293-335, 1999.

_____. Forecasting using principal components from a large number of predictors. **Journal of the American Statistical Association**, v. 97, n. 460, p. 1167-1179, 2002.

SURICO, P. **Inflation targeting and nonlinear policy rules:** the case of asymmetric preferences. Saint Louis: Wustl, Feb. 2004. (Working Paper, n. 0210002).

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

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, C. L.; VIEIRA, F. V. Taxa de câmbio e preços de *commodities*: uma investigação sobre a hipótese da doença holandesa no Brasil. **Revista de Economia Política**, Brasília, v. 13, n. 1, p. 93-130, 2012.

WOODFORD, M. Optimal monetary policy inertia. **The Manchester School**, v. 67, n. S1, p. 1-35, 1999.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALMEIDA, G.; ALVES, P.; LIMA, E. **Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil:** um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos. Brasília: Ipea, fev. 2012. (Texto para Discussão, n. 1711).

BAI, J. S.; NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. **Econometrica**, v. 70, n. 1, p. 191-221, 2002.

_____. Forecasting economic time series using targeted predictors. **Journal of Econometrics**, v. 146, n. 2, p. 304-317, 2008.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, jun. 1999. v. 1. n. 1.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, mar. 2015. v. 17. n. 1.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, jun. 2015. v. 17. n. 2.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, set. 2015. v. 17. n. 3.

_____. **Relatório de inflação**. Brasília: BCB, dez. 2015. v. 17. n. 4.

BARCELOS NETO, P. C. F. de. Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro. *In*: PRÊMIO BANCO CENTRAL DE MONOGRAFIAS EM POLÍTICA MONETÁRIA, 1., 2003, Brasília, Distrito Federal. **Anais...** Brasília: BCB, 2003.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage, 2008. v. 1. 299 p.

ENDERS, W. (Ed.). **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. **Why are Brazil's interest rates so high?** Milano: Università Bocconi, 2002. (Working Paper, n. 224).

GREENE, W. H. (Ed.). **Econometric analysis**. 6th. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, June 2007. (Texto para Discussão, n. 1285a).

MACROECONÔMICO. **Ipeadata**, 2009. Disponível em: <<https://bit.ly/40MtdRE>>. Acesso em: 3 mar. 2014.

MENDONÇA, H. F. de; TOSTES, F. S. The effect of monetary and fiscal credibility on exchange rate pass-through in an emerging economy. **Open Econ Rev**, v. 26, p. 787-816, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3M5Dh4t>>.

APÊNDICE A
QUADRO A.1
Descrição dos dados

Variáveis	Descrições	Transformação	Sigla	Fonte
Taxa básica de juros	Taxa básica de juros acumulada no mês, anualizada	Nível	Selic	BCB (4189) ¹
Expectativa de inflação (IPCA)	Expectativa de inflação obtidas pelo relatório <i>Focus</i> (IPCA – inflação acumulada para os próximos doze meses – variação %; valor mensal como média das medianas diárias)	Nível	Inf_e (EXIPCA)	BCB
IPCA	IPCA em doze meses Período	Nível	IPCA	IBGE (13522) ¹
Desvio esperado da meta	Desvio da inflação esperada em relação à média, considerando-se a ponderação das metas corrente e do ano seguinte, com base na expressão de Minella <i>et al.</i> (2002)	Nível	Desvmeta	BCB
Produto	Índice dessazonalizado da produção industrial (média 2012 = 100)	Nível	IBC-Br	IBGE
Hiato do produto	Diferença entre a produção industrial e sua tendência estimada pelo filtro Hodrick-Prescott (HP).	Nível	Hiato	IBGE e BCB
Taxa de câmbio	Taxa de câmbio efetiva real (IPCA)	Primeira diferença	TCR	BCB (11752) ¹
Fator comum	Análise fatorial, na qual os fatores foram obtidos através da análise de componentes principais.	Primeira diferença	F1 (componente 1)	Elaboração própria a partir dos dados do FMI
Preços de todas as <i>commodities</i>	Índice de preços de todas as <i>commodities</i> , 2005 = 100; inclui tanto o índice de preços de combustível quanto o de não combustível.	Primeira diferença	Commodity	FMI
Preços não combustível	Índice de preços não combustível, 2005 = 100; inclui alimentos e bebidas e índice de preços industrial.	Nível	PNCB	FMI
Preços de alimento e bebidas	Índice de preços de alimentos e bebidas de 2005 = 100; inclui índice de preços de alimentos e bebidas.	Nível	PAB	FMI
Preços de alimentos	Índice de preços de alimentos de 2005 = 100; inclui índice de preços de cereais, óleos vegetais, carne, frutos do mar, açúcar, bananas e laranjas.	Nível	PA	FMI

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Descrições	Transformação	Sigla	Fonte
Preços de bebidas	Índice de preços de bebidas, 2005 = 100; inclui café, chá e cacau.	Nível	PB	FMI
Preços de insumos industriais	Índice de preços de insumos industriais de 2005 = 100; inclui índice de preços de matérias-primas agrícolas e índice de preços de metais.	Nível	PIND	FMI
Preços de matérias-primas agrícolas	Índice de matérias-primas agrícolas, 2005=100; inclui índice de preços da madeira, algodão, lã, borraça e couro cru.	Nível	PMP	FMI
Preços de metais	Índice de preços de metais, 2005 = 100; inclui índice de preços de cobre, alumínio, minério de ferro, estanho, níquel, zinco, chumbo e urânio.	Nível	PMET	FMI
Preços de energia	Índice de combustível (energia), 2005 = 100; inclui índice de preços de óleo cru (petróleo), gás natural e carvão.	Nível	Pene	FMI
Preços do petróleo	Índice de preços de petróleo bruto (petróleo), 2005 = 100; média simples dos três preços à vista – Datação Brent, West Texas Intermediate e Dubai.	Nível	PPET	FMI

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Refere-se ao número das séries no site do Banco Central do Brasil (BCB).

APÊNDICE B

QUADRO B.1

Estudos empíricos sobre estimativas da regra de Taylor – Brasil

Autor	Países e períodos	Principais variáveis	Metodologia	Principais resultados
Minella <i>et al.</i> (2002)	Dados mensais (jul. 1999-jun. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), expectativa de inflação (IPCA), média ponderada dos desvios da meta de inflação e produção industrial (ajustada sazonalmente).	Mínimos quadrados ordinários (MQO)	As metas de inflação têm funcionado como importante coordenador de expectativas; o Banco Central do Brasil (BCB) reage à inflação, e a redução da volatilidade da inflação e o repasse dos preços administrados são maiores.
Favero e Giavazzi (2002)	Dados mensais (fev. 1999-mar. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), expectativa de inflação (IPCA).	MQO	Constata-se que o comportamento do Banco Central do Brasil é mais bem descrito pelas expectativas.
Figueiredo e Ferreira (2002)	Dados mensais (abr. 1999-set. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), preços livres e administrados acumulados nos últimos doze meses e meta de inflação.	MQO	Encontrou evidências de que o BCB reage com mais intensidade à inflação livre do que à administrada.
Minella <i>et al.</i> (2003)	Dados mensais (jul. 1999-dez. 2002 e jan. 2000- dez. 2002)	Expectativa de inflação, meta de inflação, variação da taxa de câmbio nominal, produção industrial (ajuste sazonal) como <i>proxy</i> para o produto e hiato do produto, usando filtro Hodrick Prescott (HP).	MQO	Alto grau de suavização da taxa de juros, os coeficientes das expectativas de inflação são maiores que 1 e significativamente diferentes de zero em todas as especificações.
Muinhos (2004)	Dados trimestrais (abr. 1994-fev. 2002)	Taxa de juro nominal (Selic), taxa de câmbio nominal.	MQO e previsões dentro e fora da amostra	Com a inclusão da taxa de câmbio na regra de Taylor, a volatilidade do produto aumenta após um choque negativo no fluxo de capitais.
Holland (2005)	Dados mensais (jul. 1999-jan. 2005)	Taxa Selic, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), índice de produção industrial (ajustada sazonalmente), produto potencial (filtro HP e tendência linear), hiato do produto, taxa de câmbio real (R\$/US\$).	Método dos momentos generalizados (GMM).	O coeficiente da taxa de câmbio não se mostrou significativo e foi interpretado como prova de que o BCB não sofre com o medo de flutuar. Ou seja, o Brasil não sofre com o <i>fever of floating</i> .
Bueno (2005)	Dados trimestrais para EUA (jan. 1960-abr. 2003) Dados trimestrais e mensais para o Brasil (fev. 1991-abr. 2003 e fev. 1990-dez. 2003 respectivamente)	Taxa de juro nominal (Selic), índice de preços ao consumidor, expectativa da taxa de inflação, produção industrial, hiato do produto e consumo de energia.	Markov Switching	Os resultados mostraram que o parâmetro de inflação da regra de Taylor dos Estados Unidos é menor do que 1 em muitos períodos, contrastando fortemente com o trabalho de Clarida, Gali e Geller (2000).
Soares e Barbosa (2006)	Dados mensais (maio 2000-2005)	Taxa de juros, IPCA, expectativa de inflação, produção industrial (ajustada sazonalmente), produto potencial, taxa de câmbio efetiva real (índice) e taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo.	Estimação por método de mínimos quadrados em dois estágios.	Um dos principais resultados é que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo estaria compreendida entre 8% e 10% ao ano, os coeficientes de longo prazo para inflação possuem valores no intervalo entre 1,57 e 3,57, de forma que o BCB reagiu agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta no período da amostra.
Mendonça (2007)	Dados mensais (jul. 1999-nov. 2004)	Taxa de juro nominal (Selic), preços livres e administrados acumulados nos últimos doze meses, meta de inflação, IPCA, taxa de câmbio, taxa de desemprego e produção física industrial.	MQO modelo autorregressivo vetorial (VAR)	Apresentou evidências de que o BCB reage com mais intensidade à inflação livre do que a administrada.

(Continua)

(Continuação)	Autor	Países e períodos	Principais variáveis	Metodologia	Principais resultados
	Lima, Maka e Mendonça (2007)	Dados mensais (jul. 1996-jan. 2006)	Taxa de inflação medida pelo IPCA, taxa de juros nominal (Selic), taxa de câmbio nominal, compra no fim do período, produção industrial e reservas cambiais.	Markov Switching	Como resultados, os parâmetros de inflação da regra de Taylor dos Estados Unidos são inferiores a 1 em muitos períodos.
	Cavalho e Moura (2008)	Dados mensais (jan. 1999-jan. 2008)	A inflação é uma média móvel de doze meses do índice de preços ao consumidor para cada país; taxa de inflação esperada acumulada, produção industrial e seu hiato e taxa de câmbio nominal.	Estimação MQO e previsões fora da amostra.	A comparação indica que as regras <i>backward-looking</i> superam as <i>forward-looking</i> nas taxas de juízo de previsão, insinuando que a inflação passada ainda é um importante determinante da inflação esperada em países emergentes.
	Pagano e Rossi Júnior (2009)	Dados mensais (jul. 2000-ago. 2008)	Dados em tempo real: meta para a taxa de juros, Selic anualizada definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom), do último dia de cada mês; expectativa de inflação para os doze meses seguintes (<i>Focus</i>), desvio da inflação em relação à meta, produção industrial mensal dessazonalizada.	Estimação linear (MQO), modelos não lineares (Modelos de transição suave (STR), estimação através do ciclo de modelagem (<i>modelling cycle</i>))	Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese de não linearidade na função de reação do BCB. Além disso, os resultados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada, o que, dada uma estrutura econômica novekeynesiana, é consistente com a existência de preferências avessas à recessão.
	Qin e Enders (2008)	Dados trimestrais (1 ^a quadrim. 1967-2 ^a quadrim. 1979; 3 ^a quadrim. 1979-4 ^a quadrim. 1995; e 4 ^a quadrim. 1987- 4 ^a quadrim. 2005)	Dados em tempo real, taxa de inflação, taxa de juros e hiato do produto.	Estimação por mínimos quadrados não lineares (NLS) para os primeiros dois períodos e GMM para o último período. Previsões dentro e fora da amostra.	Os autores apresentaram evidências de que a inflação passada pode ser uma boa <i>proxy</i> para a inflação futura, principalmente em países emergentes, nos quais a inflação passada é considerada para a expectativa de inflação futura.
	Nogueira Júnior e León-Ledesma (2009)	Dados mensais (jan. 1995-dez. 2007)	Taxa de juros, variação da taxa de câmbio, taxa de inflação, variação dos preços dos bens importados, crescimento do produto.	MQO (OLS) e vetor autorregressivo estrutural (SVAR)	Os autores chegam à conclusão de que, no caso da economia brasileira, estas intervenções realizadas pelo BCB podem ser interpretadas mais como "medo da inflação" do que "medo da flutuação".
	Mendonça e Tiberto (2017)	Dados de 114 países, dados anuais (1990-2013)	Taxa de inflação doméstica, volatilidade da inflação doméstica, <i>NP</i> /produto, grau de abertura financeira dos países, variáveis <i>dummy</i> , abertura comercial, <i>proxy</i> para medida de incerteza global, <i>gap</i> do produto e risco da política fiscal.	Dados em painel	O principal resultado obtido pelos autores é que as expectativas se revelam importantes para atenuar os efeitos do ERPT sobre a inflação e sua volatilidade nos países emergentes.
	Montes e Ferreira (2019)	Dados mensais (jul. 2002-dez. 2015)	Taxa básica de juros nominal e real (Selic), taxa de câmbio, desvio da inflação em relação à meta, <i>gap</i> do produto e todas as suas correspondentes expectativas doze meses à frente e uma variável <i>dummy</i> para verificar o período de 2008 a 2012. Ademais, quatro índices de credibilidade monetária.	Estimação por MQO e Método dos Momentos Generalizados (GMM).	Como resultado, verificou-se que os coeficientes corroboram os resultados encontrados na literatura da regra de Taylor. No que diz respeito aos coeficientes da taxa de câmbio, estes se mostraram positivos e significativos, mostrando evidências de que o BCB reage a variações na taxa de câmbio.
	Montes e Ferreira (2020)	Dados trimestrais (1 ^a quadrim. 2000-4 ^a quadrim. 2017)	Amostra de 47 países (dos quais 32 são países em desenvolvimento, 26 são países de metas de inflação e dezessete são países em desenvolvimento com metas de inflação) Variáveis: taxa de câmbio, taxa de juros, desvio da inflação em relação à meta, <i>gap</i> do produto, variação da taxa de câmbio e índice de credibilidade.	Dados em painel <i>Generalized Method of Moments</i> (S-GMM).	O principal resultado encontrado pelos autores é que a credibilidade da política monetária é capaz de mitigar o chamado "medo de flutuar" (variações cambiais num regime de câmbio flutuante). Os autores mostram também que, nos países em desenvolvimento que adotam o regime de metas de inflação, o "medo de flutuar" mostra-se mais intenso, o que pode ser explicado pelo receio a aumentos da inflação doméstica.

Elaboração dos autores.

REFERÊNCIAS

- BUENO, R. de L. da S. The Taylor rule under inquiry: hidden states. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMETRIA*, 32., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal, 2005.
- CARVALHO, A. de; MOURA, M. L. **What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America?** São Paulo: Insper, 2008. (Working Paper, n. 134).
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, Feb. 2000.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Why are Brazil's interest rates so high?** Università Bocconi, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, 2002. (Working Paper, n. 224).
- FIGUEIREDO, F. M. R.; FERREIRA, T. P. **Os preços administrados e a inflação no Brasil.** Brasília: BCB, dez. 2002. (Texto para Discussão, n. 59).
- HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting.** *In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL*, 8., 2005, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. **Anais...** Porto Alegre: Anpec-Sul, 2005.
- LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil.** Rio de Janeiro: Ipea, June 2007. (Texto para Discussão, n. 1285a).
- MENDONÇA, H. F. Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3 (107), p. 431-451, jul.-set. 2007.
- MENDONÇA, H. F.; TIBERTO, B. P. Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: an assessment for developing countries. **International Review of Economics & Finance**, v. 50, p. 196-244, July 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3TVIHC8>>.
- MINELLA, A. *et al.* **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges.** Brasília: BCB, Nov. 2002. (Working Paper Series, n. 53).
- _____. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility.** Brasília: BCB, July 2003. (Working Paper Series, n. 77).
- MONTES, G. C.; FERREIRA, C. F. Effect of monetary policy credibility on the fear of floating: evidence from Brazil. **Journal of Policy Modeling**, v. 41, n. 5, p. 981-1004, Sept.-Oct. 2019. Disponível em: <<https://bit.ly/3KegSiT>>.

_____. Does monetary policy credibility mitigate the fear of floating? **Economic Modelling**, v. 84, p. 76-87, Jan. 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3M0yBNa>>.

MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 34, n. 2, p. 269-296, abr.-jun. 2004.

PAGANO, T. de 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?** São Paulo: Insper, 2009. (Working Paper, n. 188).

QIN, T.; ENDERS, W. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, n. 1, p. 428-443, Mar. 2008.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. **Biometrika**, London, v. 71, n. 3, p. 599-607, Dec. 1984.

SCHALING, E. **The non-linear Phillips curve and inflation forecast targeting.** London: Bank of England, 1999. (Working Paper, n. 98).

_____. The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting: symmetric versus asymmetric monetary policy rules. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 36, n. 3, p. 361-386, June 2004. Disponível em: <<http://bit.ly/3Zpvlhl>>. Acesso em: 21 maio 2015.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006.

Originais submetidos em: abr. 2017.

Última versão recebida em: jan. 2021.

Aprovada em: jan. 2021.