

Testando a Influência dos Ciclos Eleitorais na Taxa de Juros entre os anos de 2000 e 2019^a

Testing the Influence of Electoral Cycles on the Interest Rate between 2000 and 2019

Isabella Barbosa Gobbi^b 

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Departamento de Economia,
Porto Alegre (RS), Brasil

Gustavo Inácio de Moraes^c 

Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Departamento de Economia,
Porto Alegre (RS), Brasil

Resumo: O presente estudo teve como objetivo verificar a existência de impactos dos ciclos eleitorais na política monetária brasileira entre os anos de 2000 e 2019. Para tal, estima-se uma regra de Taylor para a determinação da taxa Selic com a inclusão de *dummies* referentes aos períodos eleitorais, que compreenderam as eleições presidenciais de 2002, 2006, 2010, 2014 e 2018. São revisadas algumas das estimações preliminares da regra de Taylor e de se discutir trabalhos anteriores em torno do tema de ciclos políticos no Brasil. Optou-se por realizar testes com periodicidade mensal pelo Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios. A partir dos resultados obtidos, verificou-se a ocorrência de ciclos políticos no comportamento da taxa básica de juros em alguns períodos do intervalo analisado. No entanto, vale salientar que os ciclos identificados não foram de natureza exclusivamente político, e estiveram relacionados a outros eventos que não somente as eleições presidenciais.

Palavras-chave: Ciclos políticos. Política monetária. Regra de Taylor. Brasil.

Editor responsável: Eduardo Angeli

^a Submissão: 27/03/2023 | Aprovação: 04/11/2024 | DOI: 10.5380/re.v45i87.90475

^b isabella.gobbi@edu.pucrs.br

^c gustavo.moraes@pucrs.br

Ambos os autores foram responsáveis pela concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, participação ativa na discussão dos resultados e revisão e aprovação da versão final.



Esta publicação está licenciada sob os termos de
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

Abstract: The present study's aim was to verify the existence of impacts of electoral cycles on the Brazilian monetary policy between 2000 and 2019. To this end, we estimated a Taylor rule to determine the Selic rate with the inclusion of dummies referring to electoral periods, which comprised the presidential elections of 2002, 2006, 2010, 2014 and 2018. After reviewing some of the preliminary estimates of the Brazilian Taylor rule and observing previous works on the topic of political cycles in Brazil, we chose to carry out tests on a monthly basis using the Two-Stage Least Squares Method. Based on the obtained results, we verified that there were political cycles in the behavior of the basic interest rate in some periods of the analyzed interval. However, it is worth noting that the cycles identified were not exclusively electoral, and were related to political events other than the presidential elections.

Keywords: Political Cycles. Monetary Policy. Taylor Rule. Brazil.

JEL: C22. E32. E58.

1. Introdução

Uma das grandes preocupações da economia política contemporânea, mais precisamente, da Teoria da Escolha Pública, é a excessiva politização presente nas decisões econômicas. Buchanan e Tullock (1962), autores da teoria, observavam as direções distintas as quais apontavam os interesses econômicos e políticos. Os econômicos, tenderiam a priorizar decisões que gerassem maior eficiência na alocação de recursos, enquanto os políticos tinham como principal motivação a manutenção do poder.

Assim sendo, por volta dos anos 1970, intensificaram-se os estudos a respeito da possibilidade de influência dos ciclos políticos na esfera econômica. Esses estudos eram divididos em algumas vertentes e variavam conforme a percepção de racionalidade do eleitor. Os teóricos dos ciclos oportunistas, como Nordhaus (1975), MacRae (1978) e Tufte (1978), defendiam que, para fins de reeleição, um candidato incumbente poderia manipular a economia de modo a angariar um maior número de votos. Reduções das alíquotas tributárias, aumento dos gastos governamentais e o aquecimento da atividade econômica em períodos próximos às eleições são alguns mecanismos por meio dos quais um governante poderia obter apoio de uma maior parcela dos eleitores.

Nesse contexto, diversos estudos empíricos comprovaram os efeitos previstos pelos modelos de ciclos políticos. Kramer (1971), Tufte (1975) e Fair (1978), citados por Drazen (2001, p. 82), verificaram a importância das condições econômicas nas decisões dos eleitores norte-americanos. Alesina *et al.* (1992) confirmaram a presença de ciclos políticos no comportamento dos instrumentos monetários em países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). No Brasil, trabalhos como o de Nakaguma e Bender (2010) confirmam a ideia de que o eleitorado recompensa iniciativas oportunistas de autoridades políticas, tendo os resultados econômicos como principal forma de sinalização da competência dos candidatos. Entretanto, assim como Brender e Drazen (2004), Nakaguma e Bender (2010) apontam para uma redução na magnitude dos ciclos eleitorais, possivelmente devido à experiência adquirida pelos eleitores no longo-prazo ou pela implementação de mecanismos que limitassem a ocorrência de tais ciclos.

Tendo em vista que grande parte dos estudos que relacionam os ciclos eleitorais à política econômica no Brasil tem como enfoque a esfera fiscal e,

levando em conta o recente cenário de discussões a respeito da autonomia do Banco Central, essa pesquisa irá contribuir com a literatura existente, verificando a influência desses ciclos na política monetária brasileira. Para isso, o estudo trará estimações da regra de Taylor para definição da taxa Selic que incluam variáveis *dummy* eleitorais.

Assim, o objetivo da pesquisa é o de verificar a existência de impactos dos ciclos eleitorais na política monetária brasileira entre os anos de 2000 e 2019. Como consequência, será feita uma análise dos resultados obtidos de modo a se verificar a validade da hipótese de que o sistema de metas de inflação foi um mecanismo efetivo de redução da politização das decisões econômicas na esfera monetária.

A fim de responder à questão aqui proposta, essa pesquisa está organizada da seguinte maneira: a seção 2, referente à revisão da literatura, apresenta os modelos de ciclos políticos, incluindo alguns resultados preliminares de estudos em torno dos ciclos políticos. A seção 3 apresenta a base de dados utilizada e o modelo econométrico escolhido para a estimação na seção 4, os resultados dos testes, assim como uma análise desses resultados. Uma quinta seção conclui o estudo.

2. Revisão da literatura

Na década de 1940, Kalecki (1943 *apud* Fialho, 1999, p.2) já levantava a possibilidade da existência de ciclos políticos que ocasionariam flutuações na economia. Em “Os Aspectos Políticos do Pleno Emprego”, o autor apontava isso como uma “sintomática do futuro regime econômico das democracias capitalistas”.

Kramer (1971), realizando regressões para eleições do congresso norte-americano, identificou que tanto a taxa real de crescimento da renda *per capita* quanto a taxa de inflação do ano eleitoral eram significativos na decisão de voto dos eleitores. Nesse contexto, as principais correntes de pensamento da Teoria dos Ciclos Políticos foram as de ciclos oportunistas, partidários e racionais, e, conforme Drazen (2001), todas tinham como base uma estrutura de três equações, a serem: uma representando os objetivos do político, uma que relacionaria

alterações no nível de inflação à atividade econômica, como na curva de Phillips, e outra que iria traduzir a formação das expectativas de inflação.

Nordhaus (1975), autor que deu início aos estudos em ciclos oportunistas, sugeria que, de modo a maximizar a possibilidade de reeleição, o governante incumbente provocaria a redução da taxa de desemprego por meio do estímulo da demanda agregada. Como consequência, geraria um aumento na inflação, refletindo a dinâmica da Curva de Phillips como base da estrutura econômica. No modelo de Nordhaus (1975), a função de desutilidade do eleitor teria a seguinte forma:

$$L_t = \alpha \frac{(x_t - \bar{x})^2}{2} + \frac{(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2}{2}, \quad (1)$$

Em que L_t representa a função de perda de bem-estar do eleitorado, que $\bar{\pi}$ representaria a meta para a inflação e $\bar{x}$ a meta para a atividade econômica, representada pelo produto potencial. π_t e x_t representam respectivamente os níveis correntes de inflação e atividade econômica. Finalmente, α representa o peso que o eleitor médio dá à atividade econômica enquanto prioridade, frente ao *trade-off* da inflação. Uma vez que o político desejaria maximizar seus votos, a função deveria representar as preferências de um eleitor médio (Drazen, 2001).

A função de votos que refletiria o objetivo do político, por sua vez, teria o formato abaixo:

$$N_t = N \left(\sum_{s=1}^T \delta^s L_{t-s} \right) + \epsilon_t, \quad (2)$$

Na qual o número de votos N_t seria uma função de bem-estar da equação anterior, L , e do “coeficiente de esquecimento”. T é o período possível de maximização de votos e t e s , respectivamente, o período relevante para a decisão do eleitor e s o período de “primeira memória” do eleitorado. O coeficiente δ representa um coeficiente de memória, que no modelo assumiria um valor entre zero e um, garantindo que o eleitor atribua maior peso aos períodos recentes, decaindo conforme os períodos se tornem defasados. Finalmente, o elemento ϵ_t , por sua vez, seria um termo estocástico de média zero que relacionaria os resultados eleitorais à tal performance (Drazen, 2001).

Por fim, a função da formação de expectativas quanto à inflação seria a seguinte:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} + \theta(\pi_{t-1}^e - \pi_{t-1}), \quad (3)$$

em que θ seria a taxa de velocidade a qual as expectativas se adaptariam à inflação passada. Uma vez que a equação não traz elementos que considerem políticas econômicas futuras, o eleitor no modelo de Nordhaus apresenta uma conduta *backward-looking*, ou seja, condicionado aos comportamentos passados. Seguindo a tendência proposta pelo autor, após reeleito, o governante adotaria medidas contracionistas para reduzir o nível de inflação, mantendo a atividade econômica relativamente baixa até o período próximo às novas eleições, em que o ciclo de expansão monetária se repetiria (Drazen, 2001).

Adotando premissas similares às de Nordhaus, MacRae (1977) supõe dois cenários: um no qual o eleitor seria míope. Portanto, o processo de minimização da perda de votos se traduziria num ciclo político em que as taxas de inflação mais altas no início do mandato e mais baixas ao final. E, ainda outro, em que o eleitor pensaria de modo estratégico, fazendo com que o comportamento maximizador de votos resultasse num ponto de ótimo social no longo prazo.

Assim como Nordhaus (1975), Hibbs (1977) supôs que as expectativas dos eleitores não eram racionais, sendo adaptativas, com o eleitor agindo de modo ingênuo e suscetível a erros sistemáticos. Assim, a estrutura que equaciona seu modelo apresenta diferenças em relação a de Nordhaus na função desutilidade, pois tão somente descreve o que passa a ser o comportamento do partido, portanto, representada por L_t^j , em que j representa uma linha partidária, e substituindo a desutilidade do eleitorado, presente na equação (2), L_t :

$$L_t^j = \alpha^j \frac{(x_t - \tilde{x}^j)^2}{2} + \frac{(\pi_t - \tilde{\pi}^j)^2}{2}, \quad (4)$$

em que $\tilde{\pi}^j$ é a meta de inflação do partido j , $\tilde{x}^j$ é a meta do partido para a atividade econômica e α^j é o peso atribuído pelo partido às variações do produto com relação às variações na inflação (Drazen, 2001). Repare que essas variáveis substituem respectivamente as $\bar{\pi}$, $\bar{x}$ e α , presentes na equação (2).

Para melhor compreensão das conclusões do modelo de Hibbs (1977) a respeito das preferências partidárias, Drazen (2001) resume o que se espera das variáveis para partidos de direita (R) e de esquerda (L) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \text{I. } & \tilde{x}^L \geq \tilde{x}^R; \\ \text{II. } & \alpha^L \geq \alpha^R; \\ \text{III. } & \tilde{\pi}^L \geq \tilde{\pi}^R; \end{aligned} \quad (5)$$

de modo que I indica que a meta do produto dos partidos de esquerda tende a ser maior que a dos de direita; II sugere que o peso das flutuações do produto tende a ser maior para partidos de esquerda e III aponta que a meta de inflação dos partidos de esquerda tende a ser maior que a dos de direita.

Uma vertente de estudos em ciclos políticos se fundamentou na hipótese de expectativas racionais surgiria entre os anos 70 e 80. Sargent e Wallace (1975) estiveram entre os primeiros autores a publicarem artigos da Teoria dos Ciclos Políticos por meio desse enfoque e levantavam a questão de que, uma vez que as expectativas fossem racionais, os governos não poderiam produzir booms na economia de maneira sistemática por meio da manipulação dos instrumentos macroeconômicos à maneira a qual Nordhaus sugeria. Os trabalhos de Rogoff (1987) e Rogoff e Sibert (1988), por sua vez, atentavam para a importância da assimetria de informações para a ocorrência dos ciclos políticos.

Ainda na mesma linha de pesquisa, Alesina (1988) desenvolveu um modelo racional-partidário para analisar os ciclos políticos monetários que indicava que somente uma inflação surpresa poderia provocar impactos no nível do produto. Mantendo a ideia de Nordhaus, de uma estrutura econômica baseada na dinâmica da Curva de Phillips, Alesina (1988) defendia que a motivação dos governantes era essencialmente partidária, e não oportunística. Nesse sentido, Drazen (2001) descrevia seu modelo como uma função de desutilidade do partido de Hibbs (1977), estendida pela adição de um fator de desconto β , que leva em conta a expectativa de atividade econômica para o período $t+1$, e a inflação observada no período $t-1$:

$$L_t^j = \alpha^j \frac{(x_t - \bar{x}^j)^2}{2} + \frac{(\pi_t - \bar{\pi}^j)^2}{2} + \beta \left(\alpha^j \frac{(x_{t+1} - \bar{x}^j)^2}{2} + \frac{(\pi_{t+1} - \bar{\pi}^j)^2}{2} \right) \quad (6)$$

de modo que, para obter o ciclo racional-partidário, pelo menos uma das desigualdades apresentadas por Drazen (2001) para resumir o modelo de Hibbs (1977) em (8) precisa ser atendida. Uma vez que o modelo de Alesina (1988) supõe a racionalidade, diferentemente dos de Nordhaus e Hibbs, a equação que traduz a formação de expectativas quanto à inflação é modificada e assume o seguinte formato:

$$\pi_t^e = E_{t-1}(\pi_t) \quad (7)$$

Uma vez que tais expectativas de inflação, representadas por E_{t-1} , ou seja, são formadas com base no resultado que se espera da eleição em um período imediatamente anterior “t-1”. Alesina (1988) demonstra que a existência dos ciclos políticos só se faz viável na presença de incertezas quanto a esses resultados. Em caso alternativo, a política do partido seria totalmente prevista pelos eleitores. Assim sendo, a equação de formação das expectativas de inflação se desdobra da seguinte maneira:

$$\pi_t^e = q^L \pi_t^L + (1 - q^L) \pi_t^R \quad (8)$$

em que π_t^e corresponde à soma das políticas dos partidos candidatos ponderadas pela probabilidade de eleição de cada um deles. Dessa forma, no caso de uma eleição com dois partidos, sendo um de esquerda (L) e um de direita (R), q^L equivale à probabilidade de que o partido de esquerda vença a eleição e π_t^L e π_t^R são as políticas ótimas traduzidas pela meta de inflação dos partidos de esquerda e direita, respectivamente (Drazen, 2001).

2.1 Estimações preliminares

Salgado *et al.* (2001) realizaram um trabalho cujo objetivo era estimar a função de reação do Banco Central durante o plano real, entre agosto de 1994 e

dezembro de 2000, e confirmar empiricamente que o Bacen teria, de fato, utilizado uma regra de política monetária adaptável em períodos de crise.

Os autores desenvolveram dois modelos da função, sendo um linear e outro não linear, em que a variável dependente foi, em ambos os casos, a primeira diferença da taxa de juros nominal. Para o modelo linear, a metodologia de referência foi a de Clarida *et al.* (1998b), que dispõe da taxa de juros defasada (i_{t-1}), dos hiatos da inflação (π_t) e do produto ($\tilde{y}_t$) e da variação das reservas internacionais (ΔR_t) como variáveis explicativas.

$$i_t = \alpha + \beta i_{t-1} + \delta \pi_t + \kappa \tilde{y}_t + \theta \Delta R_t \quad (9)$$

A segunda estimação, feita por meio do modelo Autorregressivo com Limiar (TAR – *Threshold Autoregressive*), foi feita de modo a verificar se uma dinâmica de dois regimes diferentes traria uma melhor representação da política monetária brasileira do período. Para a divisão do intervalo, os autores consideraram um período de crises cambiais e outro sem crises. Uma vez que o comportamento das reservas internacionais não apresentava correlação às crises cambiais no período correspondente ao sistema de câmbio flutuante, esse intervalo foi atrelado ao período sem crises.

$$y_t = \sum_{i=11}^h \left[\alpha_0^{(i)} + \sum_{j=1}^p \alpha_j^{(i)} y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j^{(i)} x_{j,t} + \varepsilon_t^{(i)} \right] I_t(q_t) \quad (10)$$

Minella *et al.* (2003), por sua vez, tiveram como objetivo examinar os principais desafios do Banco Central a partir da adoção do regime de metas no Brasil, com ênfase na volatilidade da taxa de câmbio e na construção de credibilidade através de um comprometimento com a estabilidade de preços em meio a grandes choques inflacionários.

Os autores estimaram uma versão *forward-looking*, ou seja, de comportamentos futuros condicionando a política, da regra de Taylor, como em Clarida *et al.* (1998b), com a inclusão de uma variável relativa à variação da taxa nominal de câmbio (Δe_{t-1}). Como *proxy* para a medida do produto, foi utilizada a Produção Mensal Industrial (PMI) divulgada pelo IBGE. Para o *gap* do produto

(y_{t-1}) , calcularam a diferença entre as séries da *proxy* e do filtro Hodrick e Prescott (HP).

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1}) \quad (11)$$

Para o hiato da inflação, foram consideradas duas fontes de expectativas ($E_t \pi_{t+j}$): uma para o período de 1999 a 2002, que consistia na previsão de inflação realizada pelo próprio Banco Central e divulgada no Relatório de Inflação; e outra, para a análise entre 2000 e 2002, que refletia a pesquisa diária feita junto às instituições financeiras, o relatório Focus.

A partir dos testes feitos, foi possível identificar uma característica de suavização da taxa de juros, uma vez que a variável defasada se mostrou significativa a 1% em todos os testes e apresentou coeficiente entre 0,7 e 0,9. Além disso, a variável das expectativas de inflação também foi significativa em todas as especificações e teve coeficiente superior a 1, com o detalhe de que, no modelo que utilizava as expectativas de inflação do mercado, sua significância esteve a 1% nas três especificações e os coeficientes se apresentaram mais estáveis, por volta de 2.

Na versão que considerava as expectativas do Relatório de Inflação, sua significância passou do nível de 10% a 1% à medida em que foram sendo incluídas as variáveis de *gap* do produto e da taxa de câmbio e os coeficientes oscilaram mais, entre 2,7 e 5,7. Quanto ao *gap* do produto e à variação da taxa de câmbio, ambas as variáveis foram significativas somente em uma das especificações do modelo de expectativas do Banco Central.

Esses resultados corroboram com a conclusão de que, diferentemente da equação proposta por Taylor, a função de reação do Banco Central do Brasil apresenta, de fato, comportamento *forward-looking*, e não *backward-looking*.

De modo a avaliar a efetividade do regime de metas de inflação no Brasil e seu impacto no conservadorismo do Banco Central, Silva e Portugal (2004) estimaram uma regra do tipo Taylor seguindo o formato proposto em Clarida *et al.* (1998a), ou seja, utilizando um modelo *forward-looking* com ajuste parcial da taxa de juros:

$$r_t = b_0 + b_1 \pi_t^e + b_2 u_t + \rho r_{t-1} + e_t \quad (12)$$

em que as metas de inflação de desemprego estiveram incorporadas na constante b_0 . Para a expectativa de inflação, uma vez que não havia disponibilidade de dados divulgados pelo Bacen para o período, foi criada uma *proxy* baseada em expectativas racionais. O intervalo de análise foi dividido em dois: uma parte entre o início do plano Real até o período logo antes da implementação do sistema de metas (1995:5 até 1999:6), e uma após o sistema entrar em vigor (1999:7 até 2001:12).

De forma similar a Silva e Portugal (2004), Soares e Barbosa (2006) realizaram um estudo a fim de estimar uma função de reação para o Bacen a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999, entre 2000 e 2005. Utilizando o formato *forward-looking* da regra de Taylor, o ajustamento proposto em Judd e Rudebusch (1998), em que Δi_t dependeria do hiato entre a meta da taxa de juros e seu valor do período anterior, assim como de sua variação passada, e partindo do pressuposto de variação no tempo da taxa de juros de equilíbrio e da meta de inflação, a função proposta assumiu a seguinte configuração:

$$\Delta i_t = -\phi(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \phi \beta (\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi \gamma_1 x_t + \phi \gamma_2 x_{t-1} + \phi \lambda (\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1}, \quad (13)$$

em que a variável dependente Δi_t correspondia à primeira diferença da taxa de juros nominal.

A partir dos testes feitos, os autores encontraram coeficientes para a inflação com valores entre 1,57 e 3,57, indicando uma reação agressiva ao hiato entre as expectativas e a meta. Os coeficientes maiores foram identificados nas estimações feitas pelo método de expectativas de Clarida *et al.* (1998a). O coeficiente de suavização, além de significativo, apresentou valores entre 0,26 e 0,54. Apesar dessas taxas estarem aquém das obtidas nos trabalhos de Minella *et al.* (2003) e Clarida *et al.* (1998a), elas apontaram, da mesma forma, para um ajuste gradual, e não instantâneo da taxa de juros pelo Bacen. Quanto ao hiato do produto, os autores verificaram coeficientes entre 1,1 e 4,28, observando valores maiores por meio da estimação do hiato pela tendência linear, em detrimento do uso do filtro HP. Por

fim, os autores concluíram que a hipótese de variação no tempo da taxa de juros de equilíbrio não foi rejeitada.

O trabalho de Neto e Portugal (2007) visou verificar a estabilidade das funções de reação do Bacen em dois períodos após a implementação do sistema de metas de inflação, de modo a aferir se houve continuidade no processo de tomada de decisão das diferentes autoridades monetárias ao longo do intervalo.

Os autores fizeram uso de dois modelos diferentes para as estimações. O primeiro foi construído levando em conta a diferença entre a mediana das expectativas do mercado para o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) para o ano t e a meta de inflação para o mesmo ano até o mês de junho, que correspondia à variável De . Após o mês de junho, considerou-se que as autoridades monetárias “abandonariam” as metas para o ano corrente e perseguiriam as metas do ano seguinte. Sendo assim, a partir dos meses de julho, a diferença foi calculada entre a mediana das expectativas para o ano seguinte à respectiva meta. O modelo assumiu o seguinte formato:

$$De_{t,a} = E(\pi)_{t,a} - \pi^*_a, \text{ para } (1 \leq t \leq 6) \quad (14)$$

ou

$$De_{t,a+1} = E(\pi)_{t,a} - \pi^*_{a+1}, \text{ para } (7 \leq t \leq 12) \quad (15)$$

em que E_t equivale à mediana das expectativas do mercado para o IPCA no mês t para o ano a ou $a + 1$ e π^* refere-se ao ponto médio do intervalo da meta de inflação para o ano a ou $a + 1$.

O segundo modelo adotado seguiu o que propôs o trabalho de Minella *et al.* (2003), em que os autores calcularam uma média ponderada dos desvios da inflação (Dj), ou seja, à medida em que os meses passavam, o peso dos desvios da meta do ano corrente era reduzido em relação aos desvios do ano seguinte. A função apresentou-se da seguinte maneira:

$$Dj = \left(\frac{12-j}{12}\right) (E_t \pi_a - \pi_a^*) + \left(\frac{j}{12}\right) (E_t \pi_{a+1} - \pi_{a+1}^*) \quad (16)$$

em que Dj equivale ao desvio ponderado da expectativa de inflação em relação à meta, $E_t\pi_a$ equivale à expectativa no mês t para o IPCA no ano a e π_a * se refere ao ponto médio da meta de inflação para o ano a .

Como *proxy* para o nível da atividade, foi utilizada a PMI, e o produto potencial foi obtido por meio do filtro HP, assim como em Minella *et al.* (2003). Para a variável da taxa de câmbio, os autores utilizaram a tendência mensal da moeda brasileira ante o dólar americano.

Para identificar a existência ou não de uma continuidade da política monetária ao longo das diferentes presidências do Banco Central, os autores desenvolveram variáveis *dummy* multiplicativas com valor igual a 1 somente no segundo período do estudo, de janeiro de 2003 a dezembro de 2006. Sendo assim, a ausência de significância dessa variável indicaria a manutenção do regime monetário. Assim sendo, a função de reação assumiu os seguintes formatos:

$$i_t = B_1 i_{t-j} + B_2 De_t + B_3 y_{t-2} + B_4 c_{t-1} + B_5 D_1 De_t + B_6 D_1 y_{t-2} + B_7 D_1 c_{t-1} + B_8 Dout2002 \quad (17)$$

Ou, ainda:

$$i_t = B_1 i_{t-j} + B_2 Dj_t + B_3 y_{t-2} + B_4 c_{t-1} + B_5 D_1 Dj_t + B_6 D_1 y_{t-2} + B_7 D_1 c_{t-1} + B_8 Dout2002 \quad (18)$$

Na qual i_t corresponde à taxa média mensal da Selic ao ano, i_{t-j} equivale a essa mesma variável defasada, De_t e Dj_t equivalem aos desvios das expectativas do mercado para o IPCA em relação à meta, calculados pelo primeiro e segundo método, respectivamente, y_{t-2} corresponde ao *gap* do produto defasado em dois períodos, c_{t-1} seria a taxa de câmbio defasada em um período, D_1 seria a *dummy* de valor igual a 1 entre janeiro de 2003 e dezembro de 2006 e *Dout2002* seria a *dummy* com valor unitário em outubro de 2002. A última variável *dummy* foi criada uma vez que outubro de 2002 foi o único mês em que houveram duas reuniões do Copom.

Os resultados obtidos com o estudo sugeriram continuidade na condução da política monetária, atribuindo estabilidade ao sistema de metas de inflação. Em ambos os modelos estimados, a variável de *gap* do produto foi significativa a 1% e a da taxa de câmbio foi rejeitada. Outra conclusão importante dos autores diz respeito à variação entre os coeficientes do desvio da inflação nas diferentes presidências no segundo modelo. Conforme os testes, enquanto a Selic oscilava em 0,56 p.p. para cada ponto percentual de variação no desvio da inflação na presidência de Armínio Fraga, essa taxa caía para 0,16 p.p. no mandato de Henrique Meirelles. Segundo os autores, isso possivelmente estaria relacionado à sensibilidade da função de reação de Meirelles à taxa de câmbio observada pela significância de sua *dummy*.

Barbosa *et al.* (2016) desenvolveram um trabalho objetivando a correção de erros de especificação comuns a estudos que estimam uma regra para a fixação da taxa de juros nominal numa economia aberta e pequena, além de testar a hipótese de que a função de reação do Bacen mudou seus parâmetros no primeiro mandato de Dilma Rousseff.

Para construir a regra de Taylor brasileira, conforme a equação (19), os autores utilizaram a metodologia prospectiva da função, como em Judd e Rudebusch (1998) e Soares e Barbosa (2006). Na equação, a variação da taxa de juros nominal, Δi_t , é uma função da taxa de juros real, $\bar{r}_t + \pi_t - i_{t-1}$, e da nominal defasada, Δi_{t-1} , do hiato da inflação, $\pi_t^e - \bar{\pi}$, da defasagem do produto, y_{t-1} , e da depreciação cambial, $q_t - q_{t-1}$:

$$\Delta i_t = a_1(\bar{r}_t + \pi_t - i_{t-1}) + a_2(\pi_t^e - \bar{\pi}) + a_3y_{t-1} + a_5(q_t - q_{t-1}) + a_7\Delta i_{t-1} + a_8D03_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

De modo a analisar se houve uma alteração na função de reação durante o governo Dilma, os autores também desenvolveram a *dummy* $D_t(q_t - q_{t-1})$,:

$$\Delta i_t = a_1(\bar{r}_t + \pi_t - i_{t-1}) + a_2(\pi_t^e - \bar{\pi}) + a_2^d D_t(\pi_t^e - \bar{\pi}) + a_3y_t + a_3^d D_t y_t + a_5(q_t - q_{t-1}) + a_5^d D_t(q_t - q_{t-1}) + a_7\Delta i_{t-1} + a_8D03_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

Nos testes realizados, todos os coeficientes foram significativos, incluindo os de suavização. Na primeira estimação, que incorporava a Fed Funds Effective Rate no cálculo da taxa de juros natural, os valores dos coeficientes do hiato da inflação e do produto foram de 2,1 e 1,2, respectivamente. Quanto ao da variação da taxa de câmbio, seu valor foi de 0,7, corroborando com a evidência empírica de necessidade de inclusão do câmbio na regra de política monetária.

A *dummy* D03 foi significativa a 1% e apresentou sinal negativo, refletindo o impacto redutivo do choque político da eleição de Lula na variação da taxa de juros nominal. Na estimação da equação (20), os coeficientes da taxa de juros defasada e da variação do câmbio deixaram de ser significantes.

Houve, ademais, substancial modificação nos valores dos coeficientes do hiato da inflação e do produto com relação ao observado para o período do governo Lula na mesma regressão. Enquanto o coeficiente da surpresa inflacionária passou de 5,2 para 0,4, o do *gap* do produto foi de 1,7 para 4,0, confirmando a mudança na função de reação do Banco Central.

2.2 Ciclos políticos no Brasil

Fialho (1997) elaborou um trabalho com o objetivo de examinar se a economia brasileira apresentou um comportamento cíclico em anos de eleições, refletido na queda do desemprego e nas elevações da taxa de inflação e da oferta monetária entre 1953 e 1995.

A metodologia utilizada foi a mesma adotada por Alesina *et al.* (1992) em seu estudo para 18 economias da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento (OCDE). O modelo, que mescla os preceitos de ciclos oportunistas de Nordhaus (1975) à teoria racional, consistiu numa estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de séries temporais em que as alterações na variável dependente, a atividade econômica representada pelo PIB, foram associadas a seu histórico e a efeitos políticos depreendidos de uma variável *dummy* PBCA, como na especificação básica abaixo:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \alpha_{n+1} PCBA_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

Essa *dummy* foi construída a partir de dados de 20 eleições municipais, estaduais e federais. Sendo assim, nos testes feitos, as variáveis analisadas estiveram em função de seu valor defasado em um número determinado de períodos e de uma *dummy PBCA* referente ao efeito político.

A partir dos testes realizados, a autora observou que a *dummy PBCA* não foi estatisticamente significativa nas estimações da taxa de desemprego. Contudo, diferentemente dos resultados obtidos por Alesina *et al.* (1992), a hipótese de um comportamento cíclico da taxa de crescimento do PIB brasileiro foi aceita ao nível de 3%, indicando que seu valor tende a ser 2% maior em anos de eleições. Quanto à oferta monetária, o coeficiente da *PBCA*, significativo a 3%, sugeriu que sua taxa de crescimento é, em média, 3,5% maior nos anos em que houve eleições. Por fim, os testes feitos para a taxa de inflação, que consideraram os valores do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), não resultaram em significância estatística da variável política *dummy*.

Contextualizando seu estudo num período em que o regime cambial foi majoritariamente de câmbio fixo, entre 1967 e 1994, Bonomo e Terra (1999) analisaram a possível contribuição de fatores eleitorais na condução da política cambial. Descrevem o *trade-off* existente entre as vantagens ao balanço de pagamentos e prejuízos em termos de inflação da desvalorização cambial e vice-versa. Nesse cenário, o ambiente político poderia definir as decisões tomadas, uma vez que o efeito da taxa de câmbio não seria simétrico entre todos os agentes da economia. Em anos eleitorais, um partido incumbente que necessitasse do apoio popular, por exemplo, poderia optar pela apreciação da moeda, de modo a reduzir a inflação, favorecendo o consumo e a importação. Para verificar isso, foram realizados testes empíricos por meio do modelo de Mudanças de Markov (MSM) com probabilidades variáveis no tempo, em função de *dummies* políticas X_t^1 e X_t^2 , em que a variável dependente foi o desalinhamento do câmbio real em relação ao seu nível de equilíbrio:

$$p_t^{ii} = \frac{\exp(\beta_1 + \lambda_i^1 X_t^1 + \lambda_i^2 X_t^2 + \varepsilon_i)}{1 + \exp(\beta_1 + \lambda_i^1 X_t^1 + \lambda_i^2 X_t^2 + \varepsilon_i)} \quad (22)$$

Bonomo e Terra (1999) concluíram que houve, de fato, um ciclo eleitoral na política cambial do período. Os resultados mostraram que a probabilidade de

apreciação da taxa de câmbio foi maior em meses antecedentes às eleições, enquanto a de desvalorização foi maior nos meses posteriores.

Preussler (2001), por sua vez, produziu um estudo a fim de verificar, empiricamente, a existência de ciclos político-econômicos no Brasil na atividade econômica, na taxa de inflação, nos instrumentos de política fiscal e na taxa de juros. Dada a difícil delimitação entre ideologias de esquerda e direita no cenário brasileiro, o autor optou por verificar somente a existência de ciclos políticos oportunistas, e não partidários. Para isso, foram adotados modelos autorregressivos integrados de médias móveis (ARIMA) com *dummies* referentes aos meses que antecederam as eleições. O período analisado compreendeu o intervalo entre os anos 1980 e 2000, incorporando as eleições para o Congresso Nacional de 1982, 1986 e 1990, e as presidenciais de 1989, 1994 e 1998.

No modelo criado para os testes da taxa de juros, foi incluída uma variável da taxa de inflação de modo a controlar a trajetória da série da taxa de juros nominal. Dessa forma, a equação assumiu o seguinte formato:

$$i_t = \mu + \phi_1 i_{t-1} + \phi_2 i_{t-2} + \beta CPE + \alpha \pi + u_t \quad (23)$$

em que i_t corresponde a taxa de juros nominal, μ ao intercepto, ϕ_1 e ϕ_2 aos parâmetros dos componentes autorregressivos, CPE à variável *dummy* relativa à manipulação pré-eleitoral, π à inflação e u ao resíduo.

Diferentemente do que foi obtido por Fialho (1997), nos testes realizados por Preussler (2001) para a atividade econômica, os resultados rejeitaram a hipótese de um ciclo oportunista no PIB, uma vez que as variáveis $CPEA$ e $CPEB$, apesar de apresentarem o sinal esperado, não foram significativas a 5%. O mesmo foi observado no caso da taxa de desemprego, no entanto, com um relaxamento da significância para 10%, a variável $CPEB$ seria aceita. Quanto às estimações feitas para a taxa de inflação, a variável $CPEA$ foi aceita a 5% de significância e apresentou sinal negativo, conforme esperado pela teoria econômica. Nos testes feitos para os instrumentos de política fiscal, foi identificada a presença de oportunismo político somente na despesa total do Governo Federal. Por fim, os resultados das estimações feitas para a taxa de juros apontaram para uma ausência

de ciclos oportunistas no curso da taxa de juros, tanto em termos de significância quanto em relação ao sinal esperado dos coeficientes.

Gonçalves e Fenólio (2007) desenvolveram um trabalho com o objetivo de averiguar se houve influência do calendário eleitoral na condução da política monetária brasileira no período posterior à implementação do sistema de metas e à desvalorização cambial, entre os anos de 2000 e 2006.

O modelo adotado na análise seguiu a forma da regra de Taylor proposta por Minella *et al.* (2003), assumindo que a taxa nominal de juros seria uma função dos juros defasados, dos hiatos da inflação e do produto e da variação do câmbio nominal:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1)(\beta_0 + \beta_2(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 DE_i) + v_t \quad (24)$$

De modo a possibilitar a comparação dos resultados com os de outros estudos internacionais, como o de Alesina, Roubini e Cohen (1997), apud (Gonçalves, Fenólio, 2007, p. 4), os autores utilizaram uma periodicidade trimestral dos dados, diferentemente do que se observou na maior parte dos trabalhos feitos sobre o caso brasileiro. No intervalo de análise, foram consideradas as eleições municipais de 2000 e 2004, supondo uma possível influência do governo federal sobre o Bacen para impulsionamento da economia durante o mandato municipal de seu partido, e as presidenciais de 2002 e 2006. A partir das estimações feitas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), os autores observaram que todas as variáveis econômicas da função de Taylor foram estatisticamente significativas a 5% e apresentaram o sinal esperado. No entanto, todas as *dummies* eleitorais foram rejeitadas. De modo a atribuir maior robustez aos resultados, foram realizados testes por MQO com periodicidade mensal dos dados, pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM) e outro tendo como variável dependente a elasticidade dos juros, com *dummies* de inclinação. Mesmo com as mudanças nas estimações, as variáveis eleitorais se mantiveram estatisticamente não-significativas.

3. Metodologia

A partir das estimações preliminares revisadas anteriormente, foram destacados alguns trabalhos cujos objetivos se assemelhassem ao deste estudo. No tocante à Regra de Taylor, utilizou-se como referência, em maior parte, os trabalhos de Minella *et al.* (2003), Neto e Portugal (2007) e Soares e Barbosa (2006). Quanto aos ciclos políticos, foram considerados os estudos de Fialho (1997), Preussler (2001), Bonomo e Terra (1999) e Gonçalves e Fenólio (2007).

Abaixo, quadros 3 e 4 resumem os principais aspectos metodológicos levados em consideração na construção do modelo utilizado para os testes econométricos de pesquisas anteriores.

Quadro 3 – Estimações da Regra de Taylor: aspectos metodológicos

Autores	Minella et al. (2003)	Neto e Portugal (2007)	Soares e Barbosa (2006)
Período	Jul/1999- Dez/2002 e Jan/2000- Dez/2002	1999-2006	Mai/2000-Out/2005 e Mar/2002-Out/2005
Periodicidade	Mensal	Mensal	Mensal
Taxa de Juros Natural	-	-	Taxa Americana + risco-país
Expectativas de inflação	Mercado – Focus e Relatório de Infação (BC)	Mediana das expectativas - Focus	Mediana das expectativas - Focus
Hiato de Inflação	Média Ponderada dos Desvios	Diferença entre a mediana das expectativas para o ano t no mês de reunião do Copom e a meta até junho. A partir de julho, diferença entre as expectativas para o ano t-1e a meta do ano seguinte	Cálculo do desvio simples entre a expectativa de inflação para os próximos 12 meses e sua meta
Proxy do Produto Potencial	Filtro HP na produção industrial		
Variável da Taxa de Câmbio	Variação Nominal 12 meses	Taxa Nominal	Desvio da 1ª diferença do log do câmbio real e a 1ª diferença do log do câmbio real defasada

Modelo	-	-	Minimos Quadrados de Dois Estágios
Defasagem Selic	t-1	t-1 e t-2	t-1, t-2, t-3 e t-4
Defasagem do Gap de Produto	t-1	t-2	t-1, t-2, t-3 e t-4
Defasagem do câmbio	t-1	t-1	t-1, t-2, t-3 e t-4

Fonte: elaboração própria.

Quadro 4 – Estimações de Ciclos Políticos: aspectos metodológicos

Autores	Fialho (1997)	Preussler (2001)	Bonomo e Terra (1999)	Gonçalves e Fenólio (2007)
Período	1953--1995	1980-2000	1964-1997	2000-2006
Variáveis Dependentes	Taxa de desemprego, taxa de crescimento do PIB real, taxa de crescimento do M1 real e variação do IGP-DI	PIB a preços de mercado, taxa de desemprego, taxa de inflação e Taxa Selic	Diferença entre o valor de equilíbrio da taxa de câmbio real e seu logaritmo	Taxa Selic
Modelo	ARIMA	ARIMA	Regimes de Mudança de Markov	Mínimos Quadrados Generalizados
Períodos Eleitorais Considerados	Ano de Eleição Trimestre da Eleição Mês da Eleição	6 meses anteriores à eleição 8 meses anteriores à eleição	Regime Militar De março do ano eleitoral até a eleição 12 meses subsequentes à eleição	4 trimestres anteriores à eleição 4 Trimestres posteriores à eleição
Eleições	Todos os níveis	Congresso federal	Presidenciais	Municipais e Presidenciais

Fonte: elaboração própria.

Com relação à regra de Taylor a ser estimada, optou-se por adotar um modelo *forward-looking* como em Clarida *et al.* (1998a), em que o desvio da

inflação se dá entre as expectativas e a meta estipulada. Nesse sentido, a forma funcional utilizada se assemelha à apresentada por Neto e Portugal (2007), em que a taxa nominal de juros (i_t) é uma função de uma constante, da taxa de juros de equilíbrio de longo prazo (r^*), de seu valor defasado (i_{t-n}), do hiato da inflação (HI), do *gap* do produto defasado (y_{t-n}) e de uma variável de câmbio (C_t). A esse modelo, optou-se por acrescentar uma variável referente à taxa de juros natural, alterando-se o formato da equação (1), como em Soares e Barbosa (2006).

Uma vez que este modelo faz uso de expectativas das variáveis, optou-se por adotar como referência a metodologia de Soares e Barbosa (2006) e realizar as estimações por meio do Método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios, que soluciona os problemas de correlação entre as variáveis explicativas e os resíduos da regressão. Para isso, foram considerados como instrumentos da regressão, além das variáveis explicativas já presentes na regressão principal, defasagens de até 4 períodos do *gap* do produto e de até dois períodos do hiato da inflação.

A taxa Selic, fornecida pelo Banco Central, foi utilizada em seus formatos ao dia e ao ano, e, quando variável explicativa, foi defasada em um e dois períodos (trazer antes). A taxa de juros de equilíbrio de longo prazo foi calculada de duas formas: uma por meio da aplicação do filtro HP à Selic acumulada mensal, e outra pela taxa de juros norte americana (Fed Funds Rate) descontada da inflação (Consumer Price Index – CPI) somada ao risco Brasil (EMBI +).

Para o hiato da inflação, em uma perspectiva *forward-looking*, foi medida a diferença entre a mediana das expectativas de mercado para o IPCA do relatório Focus, obtidas junto ao Banco Central, e a meta do IPCA. A metodologia utilizada teve como referência Neto e Portugal (2007), uma vez que, até junho do ano t , o desvio foi calculado entre as expectativas para o ano t e a meta do ano t , e, a partir de julho do ano t , mediu-se a diferença entre as expectativas para o ano $t + 1$ e a meta do ano seguinte.

Quanto ao *gap* do produto, optou-se por calcular o produto potencial por meio do filtro HP, à semelhança de trabalhos como os de Minella *et al.* (2003), Soares e Barbosa (2006), Neto e Portugal (2007) e Barbosa *et al.* (2016). Aplicou-se o filtro à Produção Mensal Industrial geral (PMI geral) com ajuste sazonal, obtida junto ao IBGE. A defasagem foi então medida pela diferença entre o logaritmo da PMI geral e sua tendência obtida com o filtro HP. A variável foi

utilizada nos modelos com defasagens de até 2 períodos, uma vez que a publicação do IBGE se dá com 2 meses de discrepância.

Como variáveis representativas do câmbio foram considerados o Índice da taxa de câmbio real efetiva e o Índice da taxa de câmbio efetiva nominal, fornecidos pelo Bacen.

Por fim, a esse modelo, também foram adicionadas as *dummies* eleitorais, de modo a verificar a existência de ciclos políticos no curso da taxa Selic. Para isso, criamos 4 *dummies* principais e 5 derivadas de cada uma das *dummies* primárias, a fim de se avaliar a existência de ciclos políticos nos 5 períodos eleitorais de maneira isolada.

A tabela 1 e 2 resumizam as *dummies* eleitorais primárias e derivadas utilizadas nesta pesquisa, respectivamente:

Tabela 1 – Conjunto de variáveis *dummy* eleitorais primárias

D12	{	1 para os 12 meses anteriores às eleições (excluindo outubro) 0 nos demais meses
D18	{	1 para os 18 meses anteriores às eleições (excluindo outubro) 0 nos demais meses
D6	{	1 para os 6 meses anteriores e os 6 meses posteriores às eleições 0 nos demais meses
Dsp	{	1 para os meses de agosto de 2008 a dezembro de 2009 0 nos demais meses

Fonte: elaboração própria.

Tabela 2 – Conjunto de variáveis *dummy* eleitorais derivadas

D12_ <i>t</i> ¹	{	1 para os 12 meses anteriores às eleições do ano <i>t</i> (excluindo outubro) 0 nos demais meses
D18_ <i>t</i>	{	1 para os 12 meses anteriores às eleições do ano <i>t</i> (excluindo outubro) 0 nos demais meses
D6_ <i>t</i>	{	1 para os 12 meses anteriores às eleições do ano <i>t</i> (excluindo outubro) 0 nos demais meses

¹ Sendo *t* os anos de 2002, 2006, 2010, 2014 e 2018.
Fonte: elaboração própria.

4. Análise dos resultados

Como mencionado acima, as estimações foram feitas de duas maneiras, tendo como variável dependente a taxa Selic ao dia e ao ano. Em ambos os casos, foram testados o câmbio nominal e o efetivo, além dos dois métodos de cálculo da taxa de juros natural. Também se realizaram estimações com a forma logarítmica das variáveis, mas não se obteve diferenças substanciais nos resultados e, de maneira geral, nesses modelos as *dummies* eleitorais perderam significância estatística.

De modo a possibilitar a comparação dos modelos, foram adotadas a estatística J de Hansen, a soma dos quadrados dos resíduos e o teste Durbin Watson. A estatística J verifica o quão bem especificadas estão as variáveis instrumentais do modelo, ou seja, indica se há uma sobreidentificação da equação no caso de um excesso dessas variáveis. Quanto mais próxima de zero estiver a estatística J, mais bem modelada está a regressão. A soma dos quadrados dos resíduos permite-nos avaliar a variância entre o valor estimado da variável dependente e o de fato observado, sendo um indicador de discrepância dos resultados. Por fim, o teste de Durbin Watson examina a autocorrelação dos resíduos, tendo seu valor oscilando entre 0 e 4. Aceita-se a hipótese nula de que não há correlação serial em caso de um teste com valor próximo a 2.

Tabela 3 – Regra de Taylor Brasileira com *dummies* eleitorais
Modelos de 1 a 6, Variável dependente: Selic ao dia (2000:1 – 2019:3)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Constante	-0,001113* (0,00067)	-0,00063 (0,00081)	-0,00071 (0,00070)	-0,00024 (0,00076)	0,00009 (0,00084)	0,00009 (0,00077)
Juros natural PR ¹	0,00009 (0,00005)					
Juros natural HP		0,00024* (0,00014)	0,00023* (0,00014)	0,00033** (0,00016)	0,00035** (0,00016)	0,00028* (0,00016)
Selic ao dia (-1)	0,96212*** (0,01126)	1,09728*** (0,08096)	1,08609*** (0,08039)	1,06509*** (0,07785)	0,99384*** (0,08153)	1,09021*** (0,07564)
Selic ao dia (-2)		-0,14675* (0,07764)	-0,14212* (0,07709)	-0,14809** (0,07299)	-0,08808 (0,07568)	-0,16077** (0,07235)
Hiato da inflação	0,00065*** (0,00011)	0,00064*** (0,00016)	0,00064*** (0,00016)	0,00066*** (0,00016)	0,00077*** (0,00017)	0,00063*** (0,00015)
Gap do produto (-1)	0,03140***					
Gap do produto (-2)		0,03325*** (0,00737)	0,03261*** (0,00713)	0,02932*** (0,00629)	0,03168*** (0,00697)	0,02759*** (0,00662)
Câmbio efetivo	0,00002** (0,00001)		0,00001* (0,00001)	0,00002** (0,00001)	0,00002** (0,00001)	0,00001 (0,00001)
Câmbio nominal		0,00001 (0,00000)				
D12	-0,00085** (0,00040)	-0,00080** (0,00039)	-0,00078** (0,00039)			
D18	0,00058* (0,00035)	0,00059* (0,00034)	0,00056* (0,00034)			
D6	0,00031 (0,00029)	0,00025 (0,00027)	0,00021 (0,00027)			
Dsp	0,00120** (0,00056)	0,00111** (0,00050)	0,00108** (0,00049)			
D12_02				0,00038 (0,00053)		
D12_06				-0,00035 (0,00053)		
D12_10				0,00038 (0,00050)		
D12_14				-0,00030		

				(0,00052)		
D12_18				-0,001724**		
				(0,00055)		
D18_02					0,00119**	
					(0,00047)	
D18_06					0,00025	
					(0,00047)	
D18_10					0,00062	
					(0,00046)	
D18_14					-0,00026	
					(0,00044)	
D18_18					-0,00151***	
					(0,00045)	
D6_02						0,00082
						(0,00057)
D6_06						-0,00024
						(0,00055)
D6_10						0,00034
						(0,00052)
D6_14						-0,00093
						(0,00067)
D6_18						-0,00094
						(0,00077)
R ²	0,98934	0,99021	0,99034	0,99066	0,99077	0,99055
J-statistic	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Sum squared resid	0,00060	0,00055	0,00054	0,00053	0,00052	0,00053
Durbin Watson	1,61439	1,93707	1,94340	1,94669	1,91833	1,96565
N	230	229	229	229	229	229

¹ Prêmio de risco
Observações: erros-padrão entre parênteses; (***) significativo à 1%, (**) significativo à 5%, (*) significativo à 10%.
Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela 4 – Regra de Taylor Brasileira com *dummies* eleitorais
Modelos de 7 a 12, Variável dependente: Selic ao dia (2000:1 – 2019:3)

Variáveis	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11	Modelo 12
Constante	-0,19145 (0,2092)	-0,19827 (0,2270)	-0,23622 (0,1956)	-0,10578 (0,2106)	-0,01032 (0,2323)	0,01535 (0,2174)
Juros natural PR ¹	0,02391 (0,0148)					
Juros natural HP		0,08612** (0,0404)	0,08354** (0,0401)	0,11078** (0,0457)	0,11791** (0,0469)	0,09984** (0,0458)
Selic ao ano (-1)	1,18706*** (0,0748)	1,09588*** (0,0811)	1,08298*** (0,0804)	1,06621*** (0,0779)	0,99412*** (0,0816)	1,08306*** (0,0757)
Selic ao ano (-2)	-0,21703*** (0,0730)	-0,15544** (0,0768)	-0,14973* (0,0762)	-0,15963** (0,0721)	-0,09986 (0,0747)	-0,16550** (0,0713)
Hiato da inflação	0,14316*** (0,0344)	0,20281*** (0,0479)	0,20467*** (0,0469)	0,21004*** (0,0483)	0,24483*** (0,0511)	0,20385*** (0,0460)
Gap do produto (-2)	7,00820*** (1,8229)	9,36074*** (2,1321)	9,17756*** (2,0633)	8,14793*** (1,8187)	8,75767*** (2,0066)	7,69806*** (1,9123)
Câmbio efetivo			0,00423* (0,0022)	0,00576** (0,0024)	0,00541** (0,0025)	0,00354 (0,0026)
Câmbio nominal	0,00169* (0,0010)	0,00145 (0,0011)				
D12	-0,23513** (0,1122)	-0,23572** (0,1149)	-0,22796** (0,1142)			
D18	0,17094* (0,0978)	0,17568* (0,0993)	0,16856* (0,0987)			
D6	0,08317 (0,0792)	0,07333 (0,0789)	0,05947 (0,0788)			
Dsp	0,228349 (0,1596)	0,327442** (0,1465)	0,31817** (0,1423)			
D12_02				0,13325 (0,1554)		
D12_06				-0,10741 (0,1556)		
D12_10				0,09741 (0,1452)		
D12_14				-0,09209 (0,1509)		
D12_18				- 0,48137***		

				(0,1593)		
D18_02					0,36907*** (0,1384)	
D18_06					0,07697 (0,1374)	
D18_10					0,17311 (0,1337)	
D18_14					-0,09011 (0,1289)	
D18_18					- 0,41187*** (0,1318)	
D6_02						0,27579 (0,1671)
D6_06						-0,09381 (0,1600)
D6_10						0,08846 (0,1511)
D6_14						-0,26533 (0,1957)
D6_18						-0,26139 (0,2230)
R²	0,99023	0,98996	0,99011	0,99042	0,99055	0,99035
J-statistic	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Sum squared resid	45,12214	47,04216	46,35882	44,91485	44,30260	45,21654
Durbin Watson	2,13195	1,94817	1,95439	1,96430	1,93333	1,97340
N	230	229	229	229	229	229

¹ Prêmio de risco
Observações: erros-padrão entre parênteses; (***) significativo à 1%, (**) significativo à 5%, (*) significativo à 10%.
Fonte: resultados da pesquisa.

A partir dos testes realizados, tendo como variáveis dependentes a taxa Selic ao dia e ao ano, foram obtidos os principais resultados dispostos nas tabelas 3 e 4, respectivamente. Nas estimações feitas com a Selic ao dia, foram sendo alterados os formatos de algumas variáveis, como a taxa de juros natural e o câmbio, até o modelo 3, a partir da qual inclui-se a regressão para as *dummies* eleitorais isoladas. O mesmo foi feito nas estimações com a Selic ao ano a partir do modelo 9.

Entre os 12 modelos estimados, com diferentes combinações de variáveis, a constante foi aceita somente no primeiro teste com a taxa Selic ao dia. Isso possivelmente é explicado pela aceitação estatística da taxa de juros natural – como visto em Soares e Barbosa (2006) – quando obtida a partir do filtro HP, a pelo menos 5% na maioria das estimações, uma vez que ela mesma deve determinar o ponto de partida da Selic.

Como é possível observar, a taxa Selic defasada em um período apresentou sinal positivo e se mostrou significativa a 1% em todos os modelos estimados, assim previsto pela literatura. Sua defasagem em dois períodos, além de significativa, na maioria dos casos, apresentou sinal negativo, resultado também esperado, uma vez que os efeitos da variável autorregressiva costumam alternar entre as defasagens. A partir do valor dos coeficientes, percebe-se que o impacto da Selic defasada em um período predomina, mas é amortecido pela segunda defasagem. Portanto, somando-se ambos os coeficientes, obtemos valores pouco abaixo de 1, refletindo o processo de dependência da taxa e indicando um alto grau de suavização com ajuste gradual, e não imediato.

Assim como verificado na maior parte da literatura revisada, tanto o hiato da inflação quanto o *gap* do produto foram significantes a 1% em todas as especificações. Como esperado pela teoria econômica, ambas as variáveis apresentaram sinais positivos. Verifica-se que, em todos os modelos apresentados, os valores dos coeficientes do *gap* do produto foram substancialmente maiores do que os do hiato da inflação. Uma possível explicação para isso reside no fato de termos utilizado uma *proxy* de produção mensal para o *gap* do produto, retratando maiores oscilações, e a taxa do IPCA anual no cálculo do hiato da inflação, o que faz com que suas variações sejam menos capturadas pelo coeficiente.

A variável do câmbio apresentou o sinal esperado e obteve maior significância quando representada pelo índice efetivo, que em algumas das especificações foi aceito a 1%. Apesar do resultado apontar alguma evidência de que houve, no período estudado, uma resposta do Banco Central ao comportamento da variável, essa evidência não se sustenta em todas as especificações e o valor dos coeficientes do câmbio foi baixo. Isso pode se dar por algumas razões: primeiro, pode haver um “efeito surpresa” dessa variável, uma vez que o Bacen dispõe de outros instrumentos para controle do nível e volatilidade do câmbio no dia a dia, como os swaps cambiais, por exemplo.

Além disso, o efeito do câmbio na determinação da taxa Selic pode ter sido diluído e capturado em alguns casos pelo coeficiente da taxa Selic defasada, visto que esta já estaria absorvendo o impacto da inflação. Esse mesmo processo de captura do impacto do câmbio na inflação pode ocorrer, como explicado por Neto e Portugal (2006), na variável do hiato de inflação, tendo em vista que, percebendo a possibilidade de apreciação do câmbio, os agentes econômicos tendem a reduzir suas expectativas de inflação. Assim sendo, o efeito da dinâmica do câmbio na condução da política monetária pode ocorrer de maneira direta e indireta.

Por fim, no que diz respeito ao objeto desse estudo dessa pesquisa, a ser o efeito dos ciclos eleitorais na taxa Selic, apesar dos coeficientes terem sido um pouco maiores e mais significativos nos testes feitos com a Selic ao ano, parece haver certa homogeneidade nos resultados. As *dummies* que apresentaram maior significância, de 5% em alguns modelos, foram as de 12 meses, com sinal negativo, a de 18 meses, com sinal positivo, e a *dummy* de controle referente ao período da Crise do Subprime, assinalada como Dsp, com coeficientes positivos.

Quando separadas pelos 5 anos eleitorais, no entanto, observa-se uma presença mais nítida de um ciclo político no ano de 2018, em que os coeficientes das *dummies* de 12 e 18 meses foram aceitos a 1% na maior parte das especificações e apresentaram sinal negativo, como esperado. Em 2014, somente as *dummies* de 6 meses foram aceitas a 10% em alguns. Nos anos de 2006 e 2010 não houve evidência alguma de ciclo político na taxa Selic. Para o ano de 2002, foi encontrada significância de 1% para a *dummy* de 18 meses, e o sinal foi positivo.

A partir dos resultados apresentados, vale analisar o contexto dos anos eleitorais em que houve maior significância das variáveis *dummy*. No ano de 2002, a *dummy* de 18 meses esteve sob influência do racionamento de energia ocorrido em maio de 2001, evento que gerou importante impacto na inflação, justificando o sinal positivo da variável. Em 2018, o ciclo político não aparenta ter sido caracterizado somente pelas eleições, mas pelos acontecimentos em torno delas, como a greve dos caminhoneiros no mês de maio, por exemplo.

Assim sendo, como verificado em Preussler (2001) e Gonçalves e Fenólio (2007), os resultados desse estudo não parecem indicar uma influência de ciclos puramente eleitorais na condução da política monetária brasileira. Contudo, uma vez tendo sido feita a análise isolada dos períodos eleitorais nessa pesquisa,

identifica-se a ocorrência de ciclos políticos motivados por outros fatos da conjuntura político-econômica que não unicamente as eleições. Logo, cabe-se concluir que, em regra geral, o Banco Central tem atuado com independência dos movimentos eleitorais.

5. Considerações finais

O sistema de metas de inflação foi um mecanismo adotado no Brasil a partir de 1999 com vistas a conferir maior credibilidade ao Banco Central, possibilitando o atingimento de seu objetivo central, a ser a estabilização de preços. A partir de então, o principal instrumento de política monetária passou a ser a taxa Selic, definida a partir de uma regra que leva em conta, além da inflação, a atividade econômica. Esse processo, vivenciado também em outros países do mundo, teve a função de limitar a politização das decisões econômicas reduzindo sua natureza discricionária, o que vinha constituindo um desafio já identificado em estudos de ciclos político-econômicos.

Uma vez que a maior parte dos trabalhos a respeito de ciclos políticos no Brasil se deu na esfera fiscal, e os poucos que objetivaram analisar os impactos de tais ciclos na política monetária continham, em sua maioria, limitações de tamanho de amostra, como em Gonçalves e Fenólio (2007), ou incluíram períodos específicos na análise, como o regime militar em Preussler (2001), o presente estudo teve como objetivo verificar a existência de impactos dos ciclos eleitorais na política monetária brasileira entre os anos de 2000 e 2019.

Os modelos realizados para a regra de Taylor brasileira utilizaram-se de uma periodicidade mensal dos dados, considerando o intervalo entre janeiro de 2000 a março de 2019 e aplicando o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios. Os testes se diferenciaram conforme o formato das variáveis e seu número de defasagens, além das variáveis instrumentais consideradas.

A partir dos resultados obtidos com os modelos, verificou-se que, como previsto pela literatura, os coeficientes do hiato da inflação e do gap do produto foram positivos e significativos. Diferentemente do que foi obtido em alguns dos trabalhos preliminares, as variáveis de câmbio e da taxa natural de juros também foram significativas, mas não em todas as especificações. Quanto às *dummies* eleitorais, as que apresentaram maior significância foram as de 12 e 18 meses,

especialmente quando separadas entre os anos eleitorais. De acordo com os testes feitos para as eleições de maneira isolada, os anos de 2002 e 2018 parecem terem tido ciclos políticos mais definidos, possivelmente devido a eventos como o racionamento de energia e a greve dos caminhoneiros.

Levando em conta os resultados mencionados conclui-se, assim como os estudos realizados preliminarmente, que não há uma influência clara de ciclos eleitorais na condução da política monetária brasileira. Contudo, a pesquisa pôde identificar ciclos políticos particulares, como em 2002 e 2018, possivelmente conectados a outros eventos de natureza política e social, para além da influência do calendário eleitoral brasileiro. De tal modo, esse estudo corrobora com a ideia de que o Sistema de Metas de Inflação tem sido um bom instrumento de minimização da presença de interesses políticos nas decisões do Banco Central, possibilitando sua condição de independência.

Referências

ALESINA, A. Macroeconomics and politics. In: FISCHER, Stanley. NBER Macroeconomics Annual. v. 3. Cambridge: MIT Press, 1988. p. 13 – 62. Disponível em: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c10951/c10951.pdf>.

ALESINA, A.; COHEN, G. D.; ROUBINI, N. Macroeconomic policy and elections in OECD democracies *Economics & Politics*. [s.l.], v. 4, n. 1, p. 1 – 30, 1992. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0343.1992.tb00052.x>.

BARBOSA, F. de H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2016. DOI: <http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20160021>.

BONOMO, M.; TERRA, C. The political economy of exchange rate policy in Brazil: 1964-1997. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 53, n. 4, p. 411 - 432, 1999. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbe/a/CmBCcSXcPpCGrkCZWTnN8rk/?lang=en>.

BRENDER, A.; DRAZEN, A. Political budget cycles in new versus established democracies. *NBER Working Paper Series*, Cambridge, n. 10538, 2004. DOI: 10.3386/w10539. Disponível em: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w10539/w10539.pdf.

BUCHANAN, J. M.; TULLOCK, G. *The Calculus of Consent: Logical Foundations of Constitutional Democracy*. 2. ed. Carmel: Liberty Fund, 2010.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, [s.l.], v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998a. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292198000166>.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, Mark. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *NBER Working Paper Series*, Cambridge, n. 6442, 1998b. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w6442>.

DRAZEN, A. The political business cycle after 25 years. In: BERNANKE, B. S.; ROGOFF, K. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 15. Cambridge: MIT Press, 2001, p. 75-138. Disponível em: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c11055/c11055.pdf>.

FAIR, R. C. The sensitivity of fiscal policy effects to assumptions about the behavior of the Federal Reserve. *Econometrica*, p. 1165-1179, 1978.

FIALHO, T. M. M. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 51, n. 3, p. 379-389, 1997. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/699>.

FIALHO, T. M. M. Ciclos políticos: uma resenha. *Revista de Economia Política*, v. 19, n. 2, p. 381-400, 1999. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/s5zFqWTDkGsf7kHtTRXd8TQ/abstract/?lang=pt>.

GONÇALVES, C. E. S.; FENOLIO, F. R. Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 37, n. 3, p. 465-488, 2007. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4091>.

JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. *FRBSF Economic Review*, São Francisco, n. 3, p. 3-16, 1998. Disponível em: <https://www.frbsf.org/economic-research/wp-content/uploads/sites/4/3-16.pdf>.

KALECKI, M. *Routledge Revivals: Studies in Economic Dynamics*. Milton Park: Routledge, [1943] 2017.

KRAMER, G. H. Short-term fluctuations in US voting behavior, 1896–1964. *American Political Science Review*, v. 65, n. 1, p. 131-143, 1971.

MACRAE, N. Toward Monetary Stability... An Evolutionary Tale of a Snake and an Emu. *European Communities*, n. 209, p. 3-6, 1978.

MINELLA, A.; DE FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *BCB Working Paper Series*, Brasília, n. 77, 2003, p. 1-38. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps77.pdf>.

MISHKIN, F. Housing and the monetary policy transmission mechanism. *NBER Working Paper Series*, Cambridge, n. 13518, 2007. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w13518>.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. Ciclos políticos e resultados eleitorais: um estudo sobre o comportamento do eleitor brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 64, n. 1, p. 3-24, 2010. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbe/a/dBMF8R37XxcJJffPHNScTdb/?lang=pt>.

NETO, P. C. F. B.; PORTUGAL, M. S. Determinants of Monetary Policy Committee Decisions: Fraga vs. Meirelles. [s.l.], 2007. Disponível em: <https://www.ufrgs.br/ppge/wp-content/uploads/2021/06/2007-11.pdf>.

NORDHAUS, W. D. The political business cycle. *The Review of Economic Studies*, v. 42, n. 2, p. 169-190, 1975.

PREUSSLER, A. P. S. Um estudo empírico dos ciclos político-econômicos no Brasil. 2001. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2001. Disponível em: <https://lume.ufrgs.br/handle/10183/1804>.

ROGOFF, K. Comment on Macroeconomics and Politics. In: FISCHER, Stanley. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 3. Cambridge: MIT Press, 1988, p. 52-56. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/3584938>.

ROGOFF, K.; SIBERT, A. Elections and macroeconomic policy cycles. *The Review of Economic Studies*, v. 55, n. 1, p. 1-16, 1988. Disponível em: https://scholar.harvard.edu/files/rogooff/files/elections_and_macro_economic_policy_cycles.pdf.

SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P; MEDEIROS, M. C. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 59, n. 1, p. 61-79, 2005. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbe/a/xSCdKBdSd745GGJGq7CJdjr/?lang=en>.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. "Rational" expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 83, n. 2, p. 241-254, 1975. Disponível em:

<https://www.fep.up.pt/docentes/pcosme/s-e-1/JPE-83-2-241.pdf>.

SILVA, M. E. A.; PORTUGAL, M. S. Inflation targeting in Brazil: An empirical evaluation. *Revista de Economía – Segunda Epoca*, Uruguay, v. 4, n. 2, p. 86 – 122, 2002. Disponível em:

http://www.bvrie.gub.uy/local/File/REVECO/2002/Da_Silva-Portugal.pdf.

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *Encontro Nacional da ANPEC*, 2006. Disponível em:

<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf>.

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

Disponível em:

https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1993/Discretion_versus_Policy_Rules_in_Practice.pdf.

TAYLOR, J. B. Monetary policy rules work and discretion doesn't: A tale of two eras. *Journal of Money, Credit and Banking*, Ohio, v. 44, n. 6, p. 1017-1032, 2012. Disponível em:

<https://web.stanford.edu/~johntayl/JMCB%20Lecture%20Published%20Version.pdf>.

TAYLOR, J. B. Taylor Rule Change Will Hurt Fed's Inflation Fight. Commentary on Bloomberg.com, 2009. Disponível em:

https://web.stanford.edu/~johntayl/2009_pdfs/bloomberg-oped-Aug-25-09.pdf.

TAYLOR, J. B.; WILLIAMS, John C. Simple and Robust for Monetary Policy. *NBER Working Paper Series*, Cambridge, n. 15908, 2010. Disponível em:

<https://www.nber.org/papers/w15908>.

TUFTE, E. *Political control of the economy*. Princeton: Princeton University Press, 1978.