

CICLOS ELEITORAIS E POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Carlos Eduardo Soares Gonçalves*
Fernando Roberto Fenolio**

O objetivo deste artigo é analisar a influência do calendário eleitoral sobre a condução da política monetária no Brasil. Através de uma regra de Taylor expandida com variáveis eleitorais, investigamos se o Banco Central (Bacen) atuou com objetivos políticos nas eleições do período pós-flutuação cambial. Os resultados obtidos mostram não haver evidências de que a taxa Selic tenha sido manipulada com fins eleitorais, o que está em linha com a evidência internacional atestando ausência de ciclos políticos na política monetária. Esse achado acaba reforçando também a percepção de que o Bacen tem desfrutado de verdadeira independência de instrumentos nos últimos anos. Contudo, como trabalhamos com uma amostra relativamente pequena de eleições, nossos resultados devem ser vistos com cautela.

1 INTRODUÇÃO

Ao abandonar a hipótese de que os atores políticos são agentes benevolentes que tomam decisões de política econômica visando maximizar o bem-estar social, a chamada nova economia política nos alerta para o fato de que os incentivos privados dos governantes, como, por exemplo, a busca pela reeleição, podem exercer importante influência sobre a condução da política econômica.

Empiricamente, esse tipo de incentivo do governante se refletiria em um desvio de certas variáveis de política (gastos públicos, juros, tarifas de importação) do seu valor socialmente ótimo. No âmbito específico dos chamados ciclos eleitorais, uma grande quantidade de trabalhos tem se proposto a investigar se o incentivo provido pelo instituto da reeleição exerce influência significativa sobre a condução das políticas fiscal e monetária às vésperas do pleito. Visando contribuir para essa literatura, usamos neste artigo dados da economia brasileira no período pós-flutuação com o intuito de investigar a existência de manipulação eleitoral da política monetária no período de vigência do sistema de metas de inflação.

Com efeito, existe boa safra de trabalhos empíricos testando a influência do calendário eleitoral no comportamento de variáveis de política econômica no Brasil. Contudo, o foco da pesquisa tem sido na arena fiscal, e desconhecemos artigo que estude a possível influência das eleições sobre a decisão a respeito da taxa básica de juros, objeto do corrente trabalho.

* Professor do Departamento de Economia da USP.

** Mestrando em Economia pela USP.

A opção por estudar a relação entre o comportamento da taxa básica de juros (Selic) e o ciclo eleitoral deve-se ao fato de que no sistema de metas de inflação, adotado pelo governo brasileiro em julho de 1999,¹ ela é o principal instrumento disponível à autoridade monetária na tarefa de trazer a inflação para o mais próximo possível da meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Assim, em termos teóricos, as amarras institucionais do arranjo monetário vigente significam que apenas as variáveis que afetam a inflação futura deveriam influenciar as decisões sobre a taxa básica no âmbito das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom).

Em vista disso, nossa estratégia empírica aqui adotada será a seguinte: estimar uma regra de Taylor padrão para a economia brasileira, na qual a Selic hoje é explicada pelo seu valor defasado, por uma medida simples de hiato do produto, pelo desvio da expectativa de inflação da sua meta, e analisar se *dummies* eleitorais entram com significância estatística nessas estimações.

Alternativamente, analisamos se uma regra de Taylor sem variáveis políticas projeta – usando-se dados realizados das variáveis explicativas – taxas de juros muito diferentes das observadas em épocas eleitorais. Esse arcabouço simples nos permite analisar, por exemplo, se no ano de 2002 houve de fato manipulação estratégica da política monetária, como defendido pela oposição de então.

Adiantando nossas conclusões, os resultados obtidos não apontam evidências de que os instrumentos de política monetária sejam afetados pelo calendário eleitoral no Brasil. Em nenhuma das diversas especificações testadas, a *dummy* eleitoral se mostra significativa, e a evolução da taxa Selic é sempre bem explicada, mesmo nos períodos eleitorais, pelo conjunto de variáveis estritamente econômicas. No entanto, como a quantidade de eleições no período de câmbio flutuante é bastante restrita, nosso resultado deve ser interpretado com cautela, como uma primeira tentativa de abordar a questão.

O artigo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 faz uma revisão da literatura sobre ciclos políticos e os resultados empíricos encontrados internacionalmente e para o Brasil. A seção 3 introduz a metodologia e os dados a serem empregados no estudo. Na seção 4, apresentamos os resultados empíricos obtidos usando mínimos quadrados e dados trimestrais, enquanto dedicamos a seção 5 a testes de robustez empregando o método GMM e usando dados mensais. Finalmente, a seção 6 conclui o trabalho.

1. Para uma avaliação do impacto desse sistema sobre variáveis como inflação e volatilidade do crescimento, ver Ball e Sheridan (2003) e Gonçalves e Salles (no prelo).

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Modelos de ciclos políticos oportunistas²

A partir do estudo empírico de Kramer (1971), que investigou a importância das flutuações econômicas sobre as eleições para o congresso americano e, principalmente, do artigo seminal de Nordhaus (1975), o primeiro a desenvolver um modelo formal para os ciclos políticos, iniciou-se uma intensa pesquisa acerca da relação entre o comportamento das variáveis macroeconômicas e os ciclos eleitorais.

A vertente teórica fundada por Nordhaus (1975), Lindbeck (1976) e MacRae (1977), denominada ciclos políticos oportunistas, prega que o objetivo principal dos políticos é maximizar sua probabilidade de reeleição. Nesses modelos, o governante-candidato estimula uma expansão da demanda agregada através de um aumento da oferta de moeda, gerando um rápido crescimento do produto e uma redução do desemprego em anos eleitorais. Desse modo, o candidato aumentaria a probabilidade de reeleger-se. As conseqüências inflacionárias desse estímulo de demanda sobre a economia seriam revertidas logo após o pleito com a adoção de políticas de cunho contracionistas.

Apesar do comportamento cíclico e previsível desse modelo, o resultado eleitoral para o ocupante do cargo público seria positivo devido à ausência de expectativas racionais por parte dos agentes. Os eleitores baseiam seus votos na performance passada da economia, não entendem a natureza oportunista dos ciclos econômicos, e são incapazes de aprender com as experiências anteriores.

Tais modelos pioneiros caíram em descrédito com a revolução das expectativas racionais nos anos 1970, mas a idéia de manipulação eleitoral da política econômica não foi abandonada, com vários artigos buscando compatibilizar expectativas racionais e ciclos políticos. Nessa linha de pesquisa, denominada ciclos oportunistas *racionais*, destacam-se os trabalhos de Cukierman e Meltzer (1986), Rogoff e Sibert (1988), Rogoff (1990) e Persson e Tabellini (1990). A existência de ciclos políticos nessa vertente, em que os eleitores são modelados como racionais, mas possuindo informação imperfeita, deriva do fato de que estes buscam inferir a competência do titular³ a partir de suas decisões de política. É a tentativa do titular de sinalizar um tipo “competente” que distorce as decisões econômicas nas proximidades das eleições.⁴

2. Existe também uma vasta literatura estudando os chamados ciclos políticos partidários, que deixamos de fora desta breve revisão da literatura por não ter correlação com nosso estudo especificamente.

3. Tradução mais próxima que encontramos para *incumbent*.

4. O efeito final sobre o bem-estar é ambíguo, pois a distorção pode ser mais que compensada pela informação inferida sobre a competência do titular.

Em termos gerais, esse tipo de modelo não prevê ciclos de produto agregado à Nordhaus, mas, por exemplo, manipulações orçamentárias envolvendo aumentos das transferências – em detrimento de investimentos de longa maturação – nas vésperas de eleições.

2.2 Resultados empíricos internacionais

Naturalmente, após o desenvolvimento desse arcabouço teórico sobre os ciclos políticos, outros trabalhos surgiram com o objetivo de testar empiricamente as previsões dos modelos. Os primeiros resultados foram apresentados por McCallum (1978) e Golden e Poterba (1980). Ambos rejeitaram a teoria proposta por Nordhaus quanto às flutuações no produto e no desemprego em períodos pré-eleitorais nos Estados Unidos. Por sua vez, Alesina, Roubini e Cohen (1997) realizaram estudo semelhante tanto para os Estados Unidos como para 18 países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) entre os anos de 1947-1994 e 1960-1993, respectivamente. Os dados mostraram pouca evidência de ciclos pré-eleitorais nas variáveis macroeconômicas americanas: não há sinais de que a economia cresça mais rápido que a média, e que a taxa de desemprego seja mais baixa que a média, durante os anos eleitorais. Além disso, não se observou um aumento sistemático da inflação após os pleitos, o que reforça a rejeição da teoria dos ciclos políticos oportunistas.

Resultado similar foi encontrado para os países da OCDE. Utilizando uma regressão em painel, Alesina, Roubini e Cohen (1997) mostraram não haver evidências de maior crescimento econômico e menor desemprego em períodos pré-eleitorais também para esse conjunto de países.

Os autores buscaram, além disso, evidências de ciclos diretamente nos instrumentos de política monetária, o que faz total sentido dado que a taxa de crescimento da economia é função de um grande conjunto de variáveis fora do controle dos formuladores de política. Para o conjunto de países da OCDE, apesar de não haver correlação entre taxa de juros e *dummies* eleitorais, há correlação positiva entre estas e a taxa de expansão da moeda.⁵ Por outro lado, nenhuma evidência de ciclos políticos foi encontrada para os Estados Unidos, seja na moeda, seja na taxa de juro. Já estudos feitos por Beck (1987) para o período 1960-1980 mostram que a moeda apresenta um comportamento cíclico condizente com os períodos eleitorais. Entretanto, ao controlar o comportamento do agregado monetário por variáveis fiscais, as *dummies* eleitorais perderam significância estatística. Isso levou o autor a concluir que os ciclos observados no M1 eram ocasionados por ciclos eleitorais de cunho fiscal (uma acomodação desse choque) e não por manipulações

5. Note-se, contudo, que isso não significa a existência de ciclos à Nordhaus. O modelo de ciclos racionais de Rogoff e Sibert (1988), por exemplo, gera o mesmo tipo de previsão.

originadas no banco central do país. Até porque o autor não encontrou evidências de ciclos eleitorais na taxa de juros controlada pelo Federal Reserve (Fed). De maneira geral, há pouca evidência de manipulação oportunista da política monetária em vésperas de pleito.⁶

Onde surgem sinais mais claros de manipulação eleitoreira da política econômica é na arena fiscal. Por exemplo, Brender e Drazen (2005) mostram, utilizando dados de um grande número de países, que gastos e déficits tendem a se elevar em anos de eleição. A existência de ciclos oportunistas fiscais se deve, contudo, à inclusão na amostra de países denominados pelos autores novas democracias. Para a subamostra de democracias antigas, não há evidências de aceleração de gastos em época de eleição.

O mais curioso no que concerne ao chamado ciclo fiscal é que pelo menos desde o estudo de Peltzman (1992), inúmeros artigos têm confirmado o achado de que eleitores são fiscalmente conservadores, punindo elevações de gastos em anos eleitorais. A literatura ainda não forneceu uma resposta convincente que concilie ambas as evidências.

2.3 Resultados empíricos para o Brasil

Diversas pesquisas realizadas para o Brasil mostram claramente a influência do calendário eleitoral sobre a condução da política fiscal. Os resultados se apresentam robustos para diferentes períodos de tempo, amostras e metodologias. Botelho (2002) analisou o comportamento fiscal dos 27 estados da federação entre 1986 e 2000. Através de um modelo *logit* com efeitos fixos, o autor encontrou evidência de forte ampliação do endividamento do setor público em anos eleitorais.

Abrangendo um período um pouco maior, entre 1983 e 2000, Bittencourt e Hillbrecht (2003), utilizando um modelo de painel dinâmico, encontraram resultados fiscais semelhantes para a totalidade dos estados brasileiros. Os autores concluíram que a despesa pública é significativamente afetada pela proximidade das eleições e que a receita apresenta um aumento no ano eleitoral. Nakaguma e Bender (2004), em um estudo acerca dos impactos da emenda da reeleição e da lei de responsabilidade fiscal sobre a performance fiscal dos estados brasileiros entre 1986 e 2002, também encontraram evidências de que as variáveis de despesa e receita orçamentária são fortemente influenciadas pelo período eleitoral, com aumento significativo do déficit em ano de eleições. Ademais, os autores constataram que a emenda da reeleição acentuou os ciclos políticos nos estados e redirecionou os gastos públicos para setores mais visíveis, ou seja, aqueles com maiores dividendos eleitorais.

6. É importante ressaltar que a evidência empírica mostra que o desempenho da economia afeta, sim, a probabilidade de reeleição do titular. A não existência de manipulação eleitoreira da política monetária por parte do titular não significa que mais crescimento e menos inflação não influenciem os resultados das urnas – ver, por exemplo, Brender e Drazen (2005).

Mas os estudos sobre ciclos políticos no Brasil não se restringiram somente à esfera fiscal. Fialho (1997) reproduziu para o Brasil a metodologia empregada por Alesina, Roubini e Cohen (1992) para os países da OCDE. Utilizando dados para o período 1953-1995, a autora encontrou evidência de ciclos políticos para o Produto Interno Bruto (PIB) real e para a oferta real de moeda, mas não para a taxa de desemprego e para a inflação. Paiva (1994) mostrou que os preços regulados pelo governo também sofrem influência do calendário político. Investigando o mercado da gasolina no período 1969-1984, o autor mostrou que o preço do combustível (em termos reais) é mais alto quando as eleições estão distantes e mais baixo em períodos que imediatamente precedem um novo pleito. Bonomo e Terra (1999) encontraram evidências de ciclos eleitorais na taxa de câmbio real no período 1964-1996. Através de um modelo Markov Switching, os autores identificaram uma probabilidade maior de a taxa de câmbio real estar apreciada nos meses que antecedem as eleições, enquanto a probabilidade de a taxa de câmbio real estar depreciada é maior após as eleições.

Tendo como pano de fundo essa literatura, nosso objetivo neste artigo é contribuir para o debate sobre ciclos políticos no Brasil, investigando se, para o período eleitoral mais recente, há evidências de manipulação eleitoreira da taxa de juro básica.

3 METODOLOGIA E DADOS

A primeira questão relevante ao se testar a presença de ciclos eleitorais na política monetária é identificar corretamente o instrumento de política utilizado pelo Bacen. A maioria dos estudos internacionais faz uso de uma medida de agregado monetário, em geral o M1. Uma das razões para a escolha desse instrumento é o período utilizado para os estudos, que, em média, compreendeu as décadas de 1960, 1970 e 1980. Durante aqueles anos, a velocidade de circulação da moeda ainda apresentava comportamento relativamente estável, sem ser afetada pelas inovações e desregulamentação financeira dos anos 1980. Assim, mesmo que alguns países já empregassem a taxa de juro como instrumento, era razoável analisar a política monetária via evolução dos agregados devido à relação robusta entre as duas variáveis.

Este artigo se restringirá ao período pós-desvalorização cambial, ocorrida em 1999, por dois motivos. Primeiro, porque entre 1994 e 1998,⁷ o regime de câmbio fixo tornava a política monetária endógena, não uma variável de escolha do titular. E, segundo, porque estamos interessados em analisar se a possibilidade da reeleição, que surge apenas em 1997, influencia a decisão da autoridade monetária

7. Antes disso, vivíamos em um ambiente de hiperinflação, em que faz menos sentido um estudo sobre ciclos políticos da política monetária.

sobre a taxa básica de juros que, dentro do arcabouço institucional das metas de inflação, deveria pautar-se somente por critérios técnicos e econômicos.

Seguindo o padrão de uma vasta literatura em política monetária iniciada por Taylor (1993), assumiremos aqui que o juro básico livre de influências eleitorais é uma função dos juros defasados, da diferença entre a expectativa de inflação e a meta, do hiato do produto e da variação da taxa nominal de câmbio.

Mais precisamente, estimaremos uma regra de Taylor seguindo a forma funcional proposta por Minella *et al.* (2003), a ela adicionando nossas *dummies* eleitorais. Em termos algébricos:

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

onde i_t é a taxa de juros decidida pela autoridade monetária; $E_t \pi_{t+j}$ é a expectativa de inflação; π_{t+j}^* é a meta de inflação para o ano corrente e para o ano vindouro; y_{t-1} é o hiato do produto; DE_i é o conjunto de variáveis eleitorais; e v_t é um choque exógeno da taxa de juros.

A presença da variável dependente defasada dentro do vetor de regressores tem como objetivo permitir que as oscilações na taxa de juros ocorram de maneira suave, aproximando-se do real comportamento adotado pelo Bacen. Por isso, a estimativa do parâmetro β_1 deve pertencer ao intervalo (0,1).

Seguindo a literatura empírica internacional sobre ciclos políticos, este artigo optou pela periodicidade trimestral das observações em detrimento dos estudos feitos para o Brasil que se basearam em dados mensais ou anuais. Tal escolha tem como objetivo compatibilizar os resultados aqui obtidos com aqueles observados para os Estados Unidos e os países da OCDE a fim de que haja uma base de comparação em comum.⁸

Como mencionado, nossa análise irá se restringir ao período pós-1999. Apesar de o início do regime de metas de inflação ser datado de julho de 1999, nossa amostra começa no primeiro trimestre de 2000 e termina no quarto trimestre de 2006. Tal restrição é imposta pela série de expectativas de inflação coletada pelo Bacen junto às instituições financeiras, que começou em janeiro de 2000. Como os dados originais são de periodicidade diária, a observação trimestral foi obtida através de uma média da expectativa de inflação que vigorou na véspera de cada reunião do Copom realizada nos três meses referentes ao período desejado, no caso das regressões com dados trimestrais.

8. As análises também foram feitas com observações mensais e estão contidas na seção Testes de Robustez, ao final do artigo.

A construção da medida de desvio da inflação esperada em relação à meta seguirá o padrão sugerido por Minella *et al.* (2003), adequando-a à configuração trimestral das observações.⁹ Esse algoritmo promove uma ponderação móvel dos trimestres do ano atual e do próximo, onde os pesos são inversamente proporcionais ao número de trimestres restantes no ano. A idéia é de que essa medida capta melhor a essência do comportamento do Bacen em um regime de metas de inflação baseado no calendário gregoriano. Levando-se em conta a existência de defasagens nos mecanismos de transmissão da política monetária, essa especificação assume que o Bacen, nas suas decisões sobre a taxa Selic, atribui maior peso à meta do ano t nos dois últimos trimestres do ano $t-1$ e nos dois primeiros trimestres do ano t .

A taxa Selic decidida pelo Copom foi a escolha natural para a série de taxa de juros. Novamente, precisamos transformar essa observação mensal em dados trimestrais. O critério utilizado foi escolher a taxa Selic (efetiva) que vigorou no último dia do respectivo trimestre/mês.¹⁰ Para a variável de produto utilizamos o logaritmo da produção física industrial mensal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), ajustada sazonalmente. No caso trimestral, computamos a média da produção física industrial em cada trimestre e aplicamos o filtro Hodrick-Prescott para obter uma medida de produto potencial da indústria. A variável “hiato do produto” foi definida como a diferença entre os logaritmos da média trimestral da produção industrial e o produto potencial calculado pelo filtro HP. Vale enfatizar que a divulgação dos dados de produção industrial pelo IBGE ocorre com dois meses de atraso, e, portanto, o Bacen não dispõe de informações atualizadas sobre o nível de atividade quando determina o novo patamar para a taxa de juros. Em vista disso, utilizamos a variável hiato defasada em um período em nossas regressões.^{11, 12}

Antes de prosseguir para as regressões em si, analisamos se as variáveis empregadas são ou não estacionárias. Dois testes de raiz unitária foram realizados: um teste Augmented Dickey-Fuller (ADF), cuja hipótese nula assume a presença de uma raiz unitária na série, e um teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula assume a estacionariedade da série. O objetivo de se utilizar dois testes de raiz unitária com hipóteses nulas opostas é tentar controlar o baixo poder do teste inerente a esses procedimentos. As conclusões obtidas para a taxa Selic e para o hiato do produto foram as mesmas: ambas as séries não

9. $D_j = \left(\frac{4-j}{4}\right)(E_j\pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{4}(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$, em que j é o trimestre do ano t . Por exemplo, no quarto trimestre de um dado

ano, passa a importar somente o desvio da expectativa da inflação para o ano seguinte em relação à meta do ano seguinte.

10. A nosso ver, esta opção faz mais sentido que empregar a média da Selic para o período inteiro, pois ajuda a contornar um potencial problema de causalidade reversa na estimação da regra de Taylor.

11. O que também minimiza eventuais preocupações quanto à causalidade reversa, do juro para a atividade.

12. Testamos a inclusão da variação cambial na regra de Taylor, mas o coeficiente dessa variável em nenhum modelo se mostrou significativa.

apresentam raiz unitária a um nível de significância de 5%. A medida de desvio da expectativa de inflação em relação à meta pode ser considerada estacionária a 6,7% no teste ADF. No teste KPSS, a série em questão não rejeitou a hipótese de estacionariedade a 5% de significância.

Portanto, dado o comportamento estacionário das demais séries, nossas estimações serão feitas usando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

3.1 Variáveis políticas

Antes de detalharmos nosso conjunto de variáveis políticas, precisamos definir quais eleições ocorridas dentro do intervalo de nossa amostra serão analisadas. As eleições consideradas neste estudo são os pleitos presidenciais de 2002 e 2006, e os pleitos municipais de 2000 e 2004. A inclusão das eleições municipais decorre da possibilidade de que o governo federal possa exercer algum tipo de pressão sobre o Bacen para que este promova uma flexibilização monetária capaz de impulsionar a economia durante o ano das eleições para prefeito. Com isso, os candidatos do partido do governo poderiam atrelar suas candidaturas ao bom desempenho econômico proporcionado pelo presidente.

A construção do conjunto de *dummies* eleitorais, que são adicionadas à regra de Taylor, é similar à feita por Alesina, Cohen e Roubini (1997), Grier (1989) e Williams (1990). Um ponto importante levantado por esses autores e por nós incorporado diz respeito à necessidade de levar em consideração a existência de defasagens para que o estímulo monetário se reflita no nível de atividade e, conseqüentemente, aja em prol do titular. Em vista disso, uma *dummy* eleitoral visando captar a manipulação oportunista dos juros precisaria também incorporar tais defasagens.

Levando isso em conta, construímos a variável ELE4TE, que assume o valor igual a 1 nos quatro trimestres anteriores à eleição, incluindo o trimestre eleitoral, e 0 nos demais períodos. Note-se que o fato de as eleições no Brasil ocorrerem em outubro, primeiro mês do trimestre eleitoral, pode levar essa variável *dummy* a captar alterações na taxa de juro realizadas pós-eleições, podendo estar aí inclusas medidas impopulares (como, por exemplo, um arrocho monetário) que só seriam tomadas após terminado o pleito. Para contornar um possível “viés positivo” na variável ELE4TE, construímos a *dummy* ELE4, que assume valor igual a 1 nos quatro trimestres anteriores à eleição, excluindo-se o trimestre eleitoral, e 0 nos demais períodos.

Para ambas as variáveis, criamos também uma versão apenas para as eleições presidenciais, denominadas ELEP4TE e ELEP4, que possuem a mesma definição das *dummies* originais, porém com a exclusão dos pleitos municipais de 2000 e 2004.

Mas, a formulação dessas variáveis pode ser criticada em virtude da maneira abrupta com que se iniciam e se encerram os ciclos políticos, definidos assim de maneira “binária” (0 ou 1). Por isso, seguindo a sugestão de Grier (1989) e Williams

(1990), construímos *dummies* cíclicas não binárias nas quais se assume que os incentivos a manipular a política monetária dependem do tempo restante até o próximo pleito. A idéia por trás dessa *dummy* é de que quanto mais próximo do trimestre eleitoral, menor seria a ingerência política do Bacen na condução da política monetária, visto que medidas expansionistas às vésperas da eleição não teriam tempo suficiente para afetar variáveis reais. Assim, assumimos que a possível importância dada pelo Bacen às eleições é crescente durante o ano anterior ao pleito, alcançando seu ponto máximo quatro trimestres antes do trimestre eleitoral. Com isso, haveria tempo para que um hipotético estímulo monetário afetasse as variáveis reais nos períodos imediatamente precedentes às eleições. Baseando-se nessa premissa, a variável *dummy* ELAG assume valor igual a 4 um ano antes das eleições, declinando linearmente até 0 no trimestre eleitoral. No trimestre subsequente a variável volta a subir de forma linear a partir do valor igual a 1 até alcançar o valor igual a 4, período no qual restará um ano para as próximas eleições (estamos considerando eleições municipais e presidenciais).

Essa variável eleitoral também possui uma versão apenas para as eleições presidenciais. A variável EPLAG segue o mesmo padrão cíclico de ELAG, porém assume valor igual a 0 no ano anterior e corrente da eleição municipal.

A tabela 1 sumariza as variáveis políticas utilizadas neste artigo:

TABELA 1

Conjunto de variáveis políticas de periodicidade trimestral

ELE4TE	{	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições (incluindo o trimestre eleitoral)
	{	0, caso contrário
ELE4	{	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições (excluindo o trimestre eleitoral)
	{	0, caso contrário
ELEP4TE	{	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições presidenciais (incluindo o trimestre eleitoral)
	{	0, caso contrário
ELEP4	{	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições presidenciais (excluindo o trimestre eleitoral)
	{	0, caso contrário
ELAG	{	0 no trimestre da eleição
	{	1 no trimestre imediatamente posterior à eleição, subindo linearmente até 4, quando restará um ano para a próxima eleição. Posterior declínio até 0 no trimestre eleitoral.
EPLAG	{	0 no trimestre da eleição e no ano anterior e corrente da eleição municipal
	{	1 no trimestre imediatamente posterior à eleição municipal, subindo linearmente até 4, quando restará um ano para a eleição presidencial. Posterior declínio até 0 no trimestre eleitoral.

4 RESULTADOS

Nesta seção apresentamos os resultados de nossas estimações. A tabela 2 sumariza as diversas especificações testadas, começando, na coluna (1), pela estimação de uma regra de Taylor simples, sem a inclusão de qualquer *dummy* política.

É interessante notar que todas as “variáveis econômicas”, além de apresentarem sinal de acordo com o esperado, se mostraram estatisticamente significativas.¹³

TABELA 2

Regra de Taylor com *dummies* eleitorais

(Método: MQO 2000:1T a 2006:4T – variável dependente: Selic)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constante	13,26 [13,50]	13,63 [9,52]	13,83 [11,99]	12,97 [10,77]	13,35 [13,95]	13,19 [12,80]	13,08 [14,13]
Selic (–1)	0,64 [10,80]	0,63 [7,64]	0,63 [9,53]	0,66 [9,48]	0,64 [10,44]	0,64 [9,92]	0,64 [10,49]
Desvio da inflação	4,80 [6,76]	4,62 [5,20]	4,54 [5,98]	4,95 [5,73]	4,77 [6,50]	4,78 [6,56]	4,77 [6,75]
Hiato (–1)	1,18 [3,37]	1,10 [2,54]	1,05 [2,76]	1,27 [2,84]	1,17 [3,21]	1,18 [3,32]	1,14 [3,26]
ELE4TE	–	–0,30 [–0,31]	–	–	–	–	–
ELE4	–	–	–0,57 [–0,65]	–	–	–	–
ELEP4TE	–	–	–	0,42 [0,40]	–	–	–
ELEP4	–	–	–	–	–0,17 [–0,19]	–	–
ELAG	–	–	–	–	–	0,05 [0,14]	–
EPLAG	–	–	–	–	–	–	0,18 [0,64]
R^2 ajustado	0,952	0,950	0,950	0,950	0,950	0,950	0,950
Estatística Q(1)	(0,867)	(0,895)	(0,999)	(0,766)	(0,915)	(0,861)	(0,809)
Estatística Q(2)	(0,871)	(0,884)	(0,824)	(0,828)	(0,899)	(0,881)	(0,803)

[] – Estatística-t.

() – Valor-p.

13. Todos os valores-p são inferiores a 5%.

Note-se também que a inclusão de *dummies* políticas nas outras seis especificações alterou muito pouco os valores dos coeficientes (e a significância estatística) dessas variáveis econômicas.

O coeficiente defasado da taxa de juros ficou abaixo das estimativas realizadas com dados de periodicidade mensal (em torno de 0,90) o que provavelmente se deve à frequência trimestral das observações utilizadas neste artigo. Porém, seu nível ainda elevado indica que o Bacen procura sim atenuar os movimentos da Selic.

O coeficiente relativo ao desvio da expectativa de inflação em relação à meta é economicamente muito significativo. A estimativa pontual do parâmetro é de magnitude bastante elevada. A título de comparação, Minella *et al.* (2003), utilizando dados até dezembro de 2002, encontram parâmetros (para as três especificações construídas) que oscilam entre 2.0 e 2.3. Como a forma funcional estimada é a mesma, significa que o Bacen nos últimos quatro anos foi menos tolerante com desvios da inflação em relação à meta do que seu antecessor.

Outro resultado que difere da estimativa obtida por Minella *et al.* (2003) diz respeito ao comportamento da variável hiato do produto. Ao contrário do apresentado naquele estudo, essa variável apresentou em nossas estimações um coeficiente estatisticamente significativo, e com o sinal esperado: aumentos do hiato, que potencialmente levam à inflação mais alta no futuro, estão associados a elevações da taxa básica de juros. O fato de este termo se mostrar significativo para a amostra estendida até 2006, mas não até 2002, sinaliza um aumento da aversão inflacionária da autoridade monetária nos últimos quatro anos.

A essa especificação básica da regra de Taylor, adicionamos, nas colunas (2) e (7), nossas *dummies* políticas. Nas colunas (2) e (3), as *dummies* ELE4TE e ELE4 que incluem as eleições presidenciais e municipais, estão longe de ser estatisticamente significativas. Nas especificações (4) e (5) incluímos apenas as variáveis políticas referentes às eleições presidenciais. O objetivo é verificar se a ausência de evidência de ciclos oportunistas na política monetária nas colunas (2) e (3) se deve à inclusão das eleições municipais, para as quais o Governo Central não daria a mesma relevância dispensada às presidenciais. Não é esse o caso. Como se vê, as *dummies* ELEM4TE e ELEM4 tampouco se mostraram estatisticamente significativas.¹⁴ Nas especificações (6) e (7) introduzimos as *dummies* cíclicas, ELAG e EPLAG, que buscam incorporar a idéia das defasagens na transmissão da política monetária. O resultado que segue é o mesmo: as *dummies* políticas não se mostram estatisticamente significativas. Por fim, testamos também a possibilidade de o ciclo eleitoral se dar via mudança de elasticidade dos juros em relação às variáveis inflação esperada e hiato do produto. Para isso, adicionamos, além da *dummy* de intercepto,

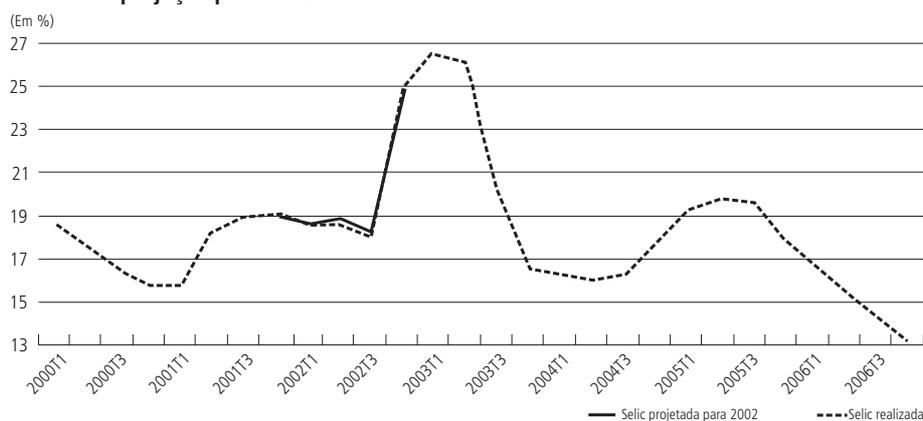
14. A primeira delas inclusive apresentando sinal contrário ao sugerido pela teoria dos ciclos oportunistas.

dummies de inclinação. Contudo, nenhuma dessas interações se mostrou estatisticamente significativa.

Adicionalmente, projetamos a taxa de juros para o período eleitoral de 2002 (quando foram mais vigorosas as críticas de manipulação eleitoreira da política monetária) através da regra de Taylor sem variáveis políticas, usando os dados *realizados* das variáveis explicativas. Como os parâmetros econômicos mudaram sensivelmente nos últimos quatro anos, estimamos uma regra de Taylor para o período 2000-2002 (usando dados mensais) buscando capturar a essência do comportamento do Bacen para aquela época. O gráfico a seguir mostra que não há desvios importantes entre a trajetória projetada e realizada para a taxa básica de juros durante 2002.

Em suma, esse conjunto de evidências reforça a percepção de que o Bacen tem atuado com independência na condução da política monetária nos últimos anos.

Taxa Selic: projeção para 2002



5 TESTES DE ROBUSTEZ: DADOS MENSAIS E GMM

O objetivo desta seção é realizar dois procedimentos estatísticos adicionais àquele feito anteriormente, de forma a garantir a confiabilidade dos resultados obtidos. O primeiro deles é estimar a regra de Taylor ainda por mínimos quadrados, porém utilizando dados em frequência mensal, ou seja, que se inicia em janeiro de 2000 e termina em dezembro de 2006. Com isso, a amostra é expandida de 28 para 84 observações, o que aumenta a robustez das estimativas.

O segundo procedimento é utilizar um outro estimador para a função de reação do Bacen. No caso, o método generalizado dos momentos (GMM), seguindo a sugestão proposta por Clarida, Gali e Gertler (1998, 2000). O motivo pelo qual escolhemos esse novo estimador para a regra de Taylor deriva de possíveis

problemas que se poderiam encontrar na série de expectativas inflacionárias coletada pelo Bacen junto às instituições financeiras e que prejudicariam a estimativa dos parâmetros. Um desses problemas é a possível endogeneidade da série de expectativa de inflação que, no caso, é uma variável explicativa no modelo. Alguma variável omitida que afeta a taxa de juro pode também influir na trajetória das expectativas inflacionárias, gerando viés de estimação. Além disso, uma alteração não esperada pelo mercado na taxa Selic poderia sinalizar ao público que a atual leitura sobre o cenário econômico vigente não é adequada, o que levaria os agentes a reajustar suas projeções futuras para a inflação. Nesse caso clássico de causalidade reversa, o coeficiente da variável “expectativas inflacionárias” também estaria enviesado.

Outra crítica comumente feita à série de expectativas refere-se à possibilidade de comportamento oportunista dos agentes no momento de reportar as projeções ao Bacen, visando influenciar indiretamente o rumo da taxa de juro. Isso implicaria que o termo aleatório da regra de Taylor não se resumiria apenas a um choque da política monetária, mas também a um componente associado à diferença entre a inflação inicialmente projetada e aquela efetivamente realizada – Clarida, Gali e Gertler (1998, 2000). Podemos ver isso claramente substituindo-se o valor esperado para a taxa de inflação na expressão (1) pelo seu valor efetivo:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1) (\beta_0 + \beta_2 (\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 DE_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Subtraindo-se a equação (1) de (2), obtemos:

$$\varepsilon_t = -(1 - \beta_1) [\beta_2 (\pi_{t+j} - E_t \pi_{t+j})] + v_t \quad (3)$$

Fica claro, portanto, que o termo de erro ε_t é uma combinação linear entre os erros de previsão para a inflação e o choque exógeno da taxa de juros. Notemos a implicação dessa conclusão: caso a previsão de inflação dos agentes econômicos para o período $t + j$ seja superestimada, isto é, fique acima do resultado efetivamente observado, o termo aleatório ε_t assumirá um valor positivo. Isso significa que, *ceteris paribus*, a autoridade monetária elevará a taxa de juros baseando-se não em um fator econômico ou de outra natureza que realmente afete a inflação esperada, mas sim em função de um erro de previsão dos agentes que traçaram um cenário pessimista ou estratégico para a trajetória inflacionária. A magnitude desse ajuste na taxa básica dependerá da importância dada pelo Bacen a desvios da inflação esperada em relação à meta (β_2) e do grau de suavização adotado para a política monetária (β_1).

Por fim, pode-se argumentar que a série de expectativa de inflação não capta de maneira correta os sinais inflacionários emitidos por outros indicadores econômicos, como aqueles vindos do nível de atividade, da taxa de câmbio e dos preços das *commodities*, por exemplo. Com isso, a estimação da regra de Taylor sem algumas dessas variáveis que afetam a trajetória futura dos preços e a condução da política monetária pelo Bacen poderiam criar um problema de viés de variáveis omitidas na equação.

A estimação da regra de Taylor pelo GMM é uma forma de contornar essas possíveis distorções. O método propõe a utilização de um conjunto adicional de variáveis no processo de estimação dos parâmetros com o objetivo de reunir o máximo de informação disponível considerada potencialmente útil para projetar a inflação. Em outras palavras, esse vetor de instrumentos representaria o conjunto de informação disponível à autoridade monetária que construiria suas próprias expectativas de inflação baseada nesses dados.

Obviamente, os instrumentos escolhidos devem ser não-correlacionados com o termo de erro, ε_t . A quebra dessa hipótese implica a não validade das variáveis selecionadas para o conjunto de informação do Bacen. As séries que possivelmente atendem a essa condição são aquelas utilizadas de forma defasada dentro do vetor.¹⁵ Por fim, é possível que haja mais instrumentos do que parâmetros a serem estimados, o que leva o modelo a um caso de sobreidentificação. O procedimento natural a ser empregado com o objetivo de se averiguar a validade dos instrumentos selecionados é o teste de Sargan. A hipótese nula do teste é a de que os instrumentos são não-correlacionados com os resíduos. A rejeição dessa hipótese indica que as condições de ortogonalidade não foram atendidas e o modelo não é adequado.

Assim como a estimação da regra de Taylor por MQO que será apresentada nesta seção, a estimação por GMM da função de reação do Bacen também será feita com séries de periodicidade mensal. Logo, teremos de realizar algumas adaptações nas variáveis econômicas e políticas que utilizamos na seção anterior. A construção da série de desvio da inflação esperada em relação à meta seguirá o algoritmo original sugerido por Minella *et al.* (2003),¹⁶ enquanto o dado mensal de expectativa inflacionária é obtido através da coleta do valor esperado para a inflação que vigorou às vésperas de cada reunião do Copom.¹⁷

15. Como exemplo de ortogonalidade, temos a taxa de câmbio defasada, ao passo que a mesma variável utilizada de forma contemporânea não atende a essa condição, visto que modificações inesperadas da taxa de juros afetam o comportamento do câmbio no mesmo momento.

16. $D_j = \left(\frac{12-j}{12}\right)(E_j\pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$, em que j é o mês do ano t .

17. A partir de 2006, as reuniões do Copom passaram a ser realizadas a cada 45 dias e não mais a cada 30 dias. Desse modo, para os meses em que não ocorreram as reuniões, optamos por replicar o valor observado no mês imediatamente anterior para todas as variáveis do modelo como forma de preservar a sensibilidade da resposta da taxa de juros às modificações nas demais variáveis explicativas.

A taxa Selic efetiva de final de período continua sendo nossa série representativa para a taxa de juros. Para a medida de “hiato do produto”, calculamos a diferença entre os logaritmos da série de produção física industrial mensal do IBGE dessazonalizada e seu produto potencial calculado através do filtro HP. Em vez da defasagem de um período, empregada na estimação com dados trimestrais, iremos utilizar a série de “hiato do produto” mensal defasada em dois períodos, em virtude de a divulgação dos dados pelo IBGE ser feita com dois meses de atraso.¹⁸

Para o GMM, as séries escolhidas para compor o vetor de instrumentos são as seguintes: o “hiato do produto” defasado em dois períodos e a taxa Selic defasada em um período serão os instrumentos de si mesmos; para a série de desvio da expectativa de inflação, utilizamos três variáveis instrumentais: a diferença da variação interanual da taxa de câmbio média do mês com uma e duas defasagens; a taxa de juros do mercado futuro expressa pela taxa de SWAP Pré-DI de 360 dias, descontada a taxa de risco Brasil medida pelo Embi+ Brasil do banco JP Morgan¹⁹ e defasada em um e dois períodos; e a diferença do índice CRB²⁰ defasado em um período e de forma contemporânea. A inclusão do índice CRB em diferenças e da série da taxa de SWAP360 no nível é devida aos testes de raiz unitária empregados (ADF e KPSS) que indicaram a presença de uma raiz unitária para a primeira série e a ausência de raiz unitária para a segunda série, ambas a 5% de significância. Note-se que todas as variáveis, com exceção do índice CRB, estão defasadas dentro do vetor de instrumentos, o que elimina a possibilidade de que alguma delas seja correlacionada com o choque exógeno da taxa de juros v_t . Já a adição contemporânea do índice de *commodities* no vetor de instrumentos não quebra a hipótese de ortogonalidade dos resíduos, visto que alterações não esperadas na taxa de juros não influem no comportamento do índice CRB.

Para as variáveis políticas, realizamos uma simples correspondência entre a estrutura original baseada em trimestres e as novas *dummies* mensais. Com isso, a variável trimestral ELE4TE corresponde à *dummy* mensal ELE12M, que assume o valor igual a 1 nos 12 meses anteriores à eleição (municipal e presidencial),

18. Os testes ADF e KPSS de raiz unitária também foram efetuados nas séries com dados mensais. Os resultados obtidos seguiram o mesmo padrão observado quando a periodicidade testada foi a trimestral, ou seja, as três variáveis podem ser consideradas estacionárias a 5% de significância.

19. O objetivo de descontar o risco Brasil da taxa de juros futura é amenizar a influência dos prêmios de risco sobre as taxas negociadas no mercado de *swaps*. Após esse ajuste pelo risco, acreditamos que a trajetória observada para a taxa de SWAP Pré-DI 360 acaba representando alterações nas expectativas inflacionárias dos agentes econômicos que normalmente embutem nos contratos futuros a tendência esperada para a inflação.

20. *Commodity Research Bureau Index* agrega os 15 principais índices de *commodities* transacionados no mundo, incluindo *commodities* metálicas, agrícolas e o petróleo. A evolução de preços desse conjunto de *commodities* é um importante sinalizador de inflação futura, conforme relata Sims (1992).

incluindo o mês eleitoral de outubro, e 0 nos demais períodos. Note-se que, com a periodicidade mensal das observações, não precisamos mais nos preocupar com a possibilidade de a *dummy* ELE12M captar alterações na taxa de juros que ocorram após o fim do período eleitoral, como ocorria com a variável ELE4TE e que nos levou a criar a *dummy* ELE4. Portanto, a variável ELE12M e sua versão ELEP12M, associadas apenas para as eleições presidenciais, serão as únicas *dummies* de caráter binário testadas na função de reação mensal do Bacen.

As *dummies* cíclicas não-binárias, que procuram relacionar o incentivo da autoridade monetária em manipular a taxa de juro com o período restante para as eleições, também foram adaptadas à periodicidade mensal dos dados. A variável ELAGM assume valor igual a 12 um ano antes das eleições, declinando linearmente até 0 no mês eleitoral. No mês seguinte, ela assume valor igual a 1 (considerando-se aqui eleições municipais e presidenciais) e volta a subir linearmente até 12, quando restará um ano para a próxima eleição. Criamos também a versão que contempla apenas as eleições presidenciais (EPLAGM) na amostra, o que significa que o ano anterior e corrente às eleições municipais também assume valor igual a 0. A tabela 3 sumariza as *dummies* eleitorais utilizadas na especificação mensal:

TABELA 3

Conjunto de variáveis políticas de periodicidade mensal

ELE12M	$\left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ para os 12 meses anteriores às eleições (incluindo o mês eleitoral)} \\ 0, \text{ caso contrário} \end{array} \right.$
ELEP12M	$\left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ para os 12 meses anteriores às eleições presidenciais (incluindo o mês eleitoral)} \\ 0, \text{ caso contrário} \end{array} \right.$
ELAGM	$\left\{ \begin{array}{l} 0 \text{ no mês da eleição} \\ 1 \text{ no mês imediatamente posterior à eleição, subindo linearmente até 12, quando restará um ano} \\ \text{para a próxima eleição. Posterior declínio até 0 no mês eleitoral} \end{array} \right.$
EPLAGM	$\left\{ \begin{array}{l} 0 \text{ no mês da eleição e no ano anterior e corrente da eleição municipal} \\ 1 \text{ no mês imediatamente posterior à eleição municipal, subindo linearmente até 12, quando restará} \\ \text{um ano para a eleição presidencial. Posterior declínio até 0 no mês eleitoral} \end{array} \right.$

Reestimando as regras de Taylor pelo MMQ e pelo GMM, obtivemos os seguintes resultados:

TABELA 4
Regra de Taylor com *dummies* eleitorais
(Método: MQO 2000:01 a 2006:12 – variável dependente: Selic)

	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Constante	13,13 [10,57]	13,99 [9,38]	12,62 [7,53]	13,72 [9,47]	12,65 [9,39]
Selic (-1)	0,90 [31,86]	0,89 [27,91]	0,90 [30,49]	0,91 [29,62]	0,89 [31,54]
Desvio da inflação	4,62 [4,84]	4,25 [4,59]	4,83 [4,28]	4,94 [4,03]	4,55 [5,08]
Hiato (-2)	1,40 [2,32]	1,19 [2,08]	1,54 [2,13]	1,50 [2,10]	1,28 [2,31]
ELE12M	-	-0,81 [-0,74]	-	-	-
ELEP12M	-	-	0,86 [0,58]	-	-
ELAGM	-	-	-	-0,17 [-0,74]	-
EPLAGM	-	-	-	-	0,16 [1,21]
R^2 ajustado	0,973	0,973	0,974	0,973	0,973
Estatística Q(1)	(0,191)	(0,212)	(0,185)	(0,192)	(0,272)
Estatística Q(2)	(0,256)	(0,300)	(0,248)	(0,222)	(0,424)

[] – Estatística-t.

() – Valor-p.

Em linhas gerais, os resultados obtidos pelos dois métodos de estimação não alteraram nossa conclusão inicial de ausência de ciclos eleitorais na política monetária. As *dummies* eleitorais se mantiveram estatisticamente não-significativas e com o sinal oposto ao esperado em metade dos casos (ELEP12M e EPLAGM).

Especificamente quanto às estimativas oriundas do método MQO, observam-se poucas alterações entre os valores obtidos através da regra de Taylor trimestral e mensal. O coeficiente defasado da taxa de juros oscilou dentro do esperado (ao redor de 0,90) para dados de frequência mensal. A magnitude do parâmetro acima do valor obtido com dados trimestrais (em torno de 0,65) reflete apenas o maior

vínculo entre a informação passada e a corrente, natural para uma série de maior frequência.

O resultado encontrado para o coeficiente de desvio da expectativa de inflação em relação à meta foi muito similar em ambas as periodicidades testadas, o que corrobora a maior aversão inflacionária do Bacen nos últimos quatro anos, quando esse resultado é comparado com os valores obtidos por Minella *et al.* (2003). Apenas a dispersão da estimativa foi um pouco maior na regra de Taylor mensal (estatística-t um pouco menor) comparada à função com dados trimestrais. Mas nada que comprometesse a significância estatística dos parâmetros.

Já a estimativa da variável hiato do produto, embora, por um lado, tenha se mostrado economicamente mais significativa na regra de Taylor mensal, apresentou, por outro, uma menor significância estatística em relação à regressão com dados trimestrais, apesar de insuficiente para levar os valores-p dos parâmetros abaixo de 5%. O ponto importante é a confirmação de que o nível de atividade realmente afeta a condução da política monetária, fato que ganhou relevância nos últimos quatro anos e que está em linha com a maior aversão inflacionária do Bacen.

Quanto às *dummies* eleitorais, o quadro foi muito similar para as duas periodicidades testadas. A variável ELE12M, apesar de apresentar o sinal esperado *a priori*, é não-significativa estatisticamente. Ao excluirmos as eleições municipais dos cálculos, através da *dummy* ELEP12M, o resultado obtido é ainda mais forte: o sinal do coeficiente se inverte e o parâmetro se mantém estatisticamente não-significativo. As *dummies* cíclicas ELAGM e EPLAGM se mostraram levemente mais significativas na regra de Taylor mensal do que na trimestral, embora ainda distantes do nível aceitável de 5% (45% e 22%, respectivamente, foram os valores-p para ambos os parâmetros).

Desse modo, a estimação da regra de Taylor por MQO com dados mensais não trouxe conclusões novas em relação à função estimada com frequência trimestral de dados. Na verdade, apenas corroborou os resultados que já havíamos obtido. Não parece ter havido ingerência política na condução da política monetária do Brasil pós metas de inflação.

Quanto às estimativas por GMM (tabela 5 a seguir), o teste de Sargan se mostrou não-significativo para todas as regressões estimadas. Dado também que todas as especificações testadas apresentaram autocorrelação nos resíduos (teste Q de Ljung-Box), apresentamos os desvios-padrão robustos à presença de autocorrelação e heterocedasticidade, utilizando a janela de Bartlett de tamanho definido por Newey-West.

O coeficiente da variável de desvio da inflação em relação à meta, cujos possíveis problemas relacionados à utilização da série de expectativas de inflação

TABELA 5

Regra de Taylor com *dummies* eleitorais

(Método: GMM 2000:01 a 2006:12 – variável dependente: Selic)

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
Constante	11,89 [6,08]	14,20 [6,87]	9,71 [3,04]	12,63 [3,38]	11,40 [6,86]
Selic (-1)	0,94 [40,16]	0,93 [40,55]	0,95 [43,27]	0,97 [30,84]	0,93 [34,84]
Desvio da inflação	5,26 [3,30]	4,34 [3,97]	6,62 [2,99]	10,19 [0,96]	4,96 [3,25]
Hiato (-2)	2,43 [2,05]	1,74 [2,07]	3,24 [1,85]	4,93 [0,81]	2,18 [1,97]
ELE12M	–	–2,00 [–1,02]	–	–	–
ELEP12M	–	–	2,38 [0,85]	–	–
ELAGM	–	–	–	–1,18 [–0,61]	–
EPLAGM	–	–	–	–	0,21 [1,50]
R^2 ajustado	0,970	0,970	0,973	0,968	0,971
Sargan	(0,546)	(0,583)	(0,510)	(0,552)	(0,484)
Estatística Q(1)	(0,036)	(0,031)	(0,077)	(0,027)	(0,066)
Estatística Q(2)	(0,009)	(0,007)	(0,039)	(0,003)	(0,029)

[] – Estatística-t.

() – Valor-p.

Instrumentos: HIATO(-2) SELIC(-1) D(CÂMBIO(-1)) D(CÂMBIO(-2)) SWAP(-1) SWAP(-2) D(CRB) D(CRB(-1)).

Desvios-padrão robustos à presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

coletada pelo Bacen em sua construção nos levaram a empregar o estimador por GMM, não apresentou resultados muito diferentes daqueles alcançados pelo método de MQO. A magnitude do parâmetro é ainda mais elevada (acima de 5,0), e a significância estatística da estimativa permanece. Apenas na especificação 16 a variável desvio da inflação deixa de ser estatisticamente significativa.

O termo defasado da taxa de juros oscilou em um nível levemente acima de 0,90 e a variável hiato do produto se mostrou significativa a 5% em todas as especificações testadas, com exceção das regressões (15) – coeficiente significativo

a 6,7% – e (16). Ademais, as magnitudes das estimativas foram ainda maiores do que aquelas obtidas por MQO (excluindo-se a especificação (14)).

Ou seja, os resultados encontrados pelo método GMM e MQO são muito similares, reforçando a tese da ausência de ciclo político. Além disso, as estimativas por GMM mostram um Bacen ainda mais avesso à inflação, na medida em que os coeficientes da variável de desvio da expectativa e do hiato do produto apresentam magnitude superior àquelas observadas nas regressões por MQO.

Em suma, os testes realizados nesta seção corroboram as conclusões obtidas na seção anterior de que o Bacen tem atuado com independência *de facto* na condução da política monetária e seu grau de aversão inflacionária aumentou nos últimos quatro anos.

6 CONCLUSÃO

Neste artigo, investigamos a possibilidade de que a política monetária, ou mais especificamente a taxa Selic, tenha sido em alguma medida influenciada por considerações de natureza política no período de vigência do sistema de metas inflacionárias. Mais precisamente, construímos *dummies* políticas para as eleições de 2000, 2002, 2004 e 2006 e analisamos sua relevância estatística em uma regra de Taylor que visa explicar o comportamento da autoridade monetária nos últimos seis anos.

Diferentemente dos estudos já realizados para a política fiscal, os resultados obtidos neste trabalho não apontam evidências de que os instrumentos de política monetária sejam afetados pelo calendário eleitoral brasileiro. Nenhuma variável eleitoral utilizada se mostrou estatisticamente significativa, e metade delas registrou sinal oposto ao esperado. Vale dizer que esse achado é compatível com os resultados internacionais obtidos por Alesina, Roubini e Cohen (1997) e Beck (1987), que não encontram evidências de manipulação eleitoreira da taxa de juros para os Estados Unidos e a OCDE.

Concretamente, a não-significância estatística das *dummies* políticas sinaliza que a autoridade monetária brasileira tem trabalhado com independência *de facto* desde a implantação do regime de metas de inflação em 1999.

Por fim, nosso estudo revela mudanças importantes nos parâmetros econômicos da regra de Taylor estimada por Minella *et al.* (2003), que emprega dados até o final de 2002. Não apenas o coeficiente pontual relativo ao desvio da inflação mais que dobrou na nossa amostra estendida até o terceiro trimestre de 2006, como também o termo do hiato do produto passa a aparecer como estatisticamente significativo, ambos revelando um aumento da aversão inflacionária do Bacen no período 2003-2006.

ABSTRACT

This paper investigates whether the management of monetary policy in Brazil has been affected by the electoral cycle. Based on the estimation of a Taylor Rule expanded with political variables, it is possible to check if the Central Bank's decisions were at least partially guided by electoral considerations in the period following the abandonment of the pegged regime. The results suggest that the Selic rate was not influenced by elections, which is in line with international evidence showing the absence of monetary policy political cycles in a cross section of countries. Further, this finding reinforces the perception that the Brazilian Central Bank has enjoyed a true instrument-independent status in the recent period.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; COHEN, G.; ROUBINI, N. *Macroeconomic policy and elections in OECD democracies*. 1992 (NBER Working Paper, n. 3.830).
- . *Political cycles and the macroeconomy*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1997.
- BALL, L.; SHERIDAN, N. *Does inflation target matter?* 2003 (NBER Working Paper, n. 9.577).
- BECK, N. Elections and the Fed: is there a political monetary cycle? *American Journal of Political Science*, n. 31, p. 194-216, 1987.
- BRENDER, A.; DRAZEN, A. *How do budget deficits and economic growth affect reelection prospects?* Evidence from a large cross-section of countries. 2005 (NBER Working Paper, n. 11.862).
- BITTENCOURT, J. L.; HILLBRECHT, R. *Ciclo político na economia brasileira: um teste para a execução orçamentária dos governos estaduais – 1983/2000*. XXXI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. Porto Seguro: Anpec, dez. 2003.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. *Implementing inflation targeting in Brazil*. Banco Central do Brasil, 2000 (Working Paper Series, n. 1).
- BONOMO, M.; TERRA, C. *The political economy of exchange rate policy in Brazil: 1964-1997*. 1999 (Ensaio Econômico da EPGE-FGV, n. 341).
- BOTELHO, R. *Determinantes do comportamento fiscal dos estados brasileiros*. IPE/USP, 2002 (Dissertação de mestrado).
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, n. 42, p. 1.033-1.067, 1998.
- . Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, n. 115, p.147-180, 2000.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. A positive theory of discretionary policy, the cost of democratic government, and the benefits of a constitution. *Economic Inquire*, n. 24, p. 367-388, 1986.
- DRAZEN, A. *Political economy in macroeconomics*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2000.
- . *The political business cycle after 25 years*. 2001 (NBER Macroeconomic Annual).
- FIALHO, T. M. M. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 3, p. 379-389, 1997.
- GOLDEN, D.; POTERBA, J. The price of popularity: the political business cycle re-examined. *American Journal of Political Science*, v. 24, p. 694-714, 1980.

- GONÇALVES, C. E. S.; SALLES, J. Inflation targeting in emerging economies: what do the data say? *Journal of Development Economics*. No prelo.
- GRIER, K. On the existence of a political monetary cycle. *American Journal of Political Science*, v. 33, p. 376-389, 1989.
- HIBBS, D. Political parties and macroeconomic policy. *American Political Science Review*, n. 71, p. 1.467-1.487, 1977.
- KRAMER, G. Short-term fluctuations in U. S. Voting behavior, 1896-1964. *American Political Science Review*, n. 65, p. 131-143, 1971.
- LINDBECK, A. Stabilization policy in open economies with endogenous politicians. *American Economic Review Papers and Proceedings*, n. 66, p. 1-19, 1976.
- MCCALLUM, B. The political business cycle: an empirical test. *Southern Economic Journal*, n. 42, p. 504-515, 1978.
- MCRAE, D. A political model of the business cycle. *Journal of Political Economy*, n. 85, p. 239-263, 1977.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. *Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility*. Banco Central do Brasil, 2003 (Working Paper Series, n. 77).
- NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. *A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002)*. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., João Pessoa: Anpec, dez. 2004.
- NORDHAUS, W. The political business cycle. *Review of Economic Studies*, n. 42, p. 169-190, 1975.
- PAIVA, C. A. C. Interesses eleitorais e flutuações de preços em mercados regulados. *Revista de Economia Política*, v. 56, p. 31-41, 1944.
- PELTZMAN, S. Voters as fiscal conservatives. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 327-361, 1992.
- PERSSON, T.; TABELLINI, G. *Macroeconomic policy, credibility, and politics*. Chur, Switzerland: Harwood Academic Publishers, 1990.
- ROGOFF, K. Equilibrium political budget cycles. *American Economic Review*, v. 80, p. 21-26, 1990.
- ROGOFF, K.; SIBERT, A. Elections and macroeconomic policy cycles. *Review of Economic Studies*, v. 55, n.1, p.1-16, 1988.
- SAKURAI, S.; GREMAUD, A. *Political business cycles: evidências empíricas para os municípios paulistas (1989-2001)*. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., João Pessoa: Anpec, dez. 2004.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n.1, p. 1-48, 1980.
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.
- WILLIAMS, J. The political manipulation of macroeconomic policy. *American Political Science Review*, n. 84, p. 767-795, 1990.

(Originais recebidos em julho de 2007. Revistos em setembro de 2007.)

