

# **A Emenda da Reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: Impactos sobre Ciclos Políticos e Performance Fiscal dos Estados (1986-2002)**

Marcos Yamada Nakaguma  
FEA-USP  
e-mail: marcosyn@yahoo.com.br

Siegfried Bender  
Professor do Dept. de Economia da USP  
e-mail: sieg@usp.br

## ***Resumo***

O presente trabalho analisa o impacto de duas mudanças institucionais recentes, a “Emenda da Reeleição” e a Lei de Responsabilidade Fiscal, sobre os ciclos políticos orçamentários e sobre a performance fiscal dos estados brasileiros. As evidências empíricas indicam que (1) contrariamente aos resultados anteriormente obtidos, a Reeleição elevou as despesas públicas e o endividamento dos estados nos anos eleitorais; (2) a Lei de Responsabilidade Fiscal reduziu significativamente as despesas de pessoal e as receitas de capital, e, por outro lado, elevou a receita tributária dos estados.

*JEL:* P16, H72, E62

*Palavras-chave:* Política Fiscal, Ciclos políticos orçamentários, reeleição, Lei de responsabilidade fiscal

## ***Abstract***

This paper analyses the effects of two recent institutional changes, the “Reelection Amendment” and the Law of Fiscal Responsibility, on political budget cycles and fiscal performance of Brazilian federal states. The empirical evidence shows that (1) contrarily to previous results, the Reelection increased public spending and debt level of states in electoral years; (2) the Law of Fiscal Responsibility significantly decreased the functionalism spending and capital revenue, and, on the other hand, increased the tax revenue of states.

*JEL:* P16, H72, E62

*Keywords:* Fiscal Policy, Political budget cycles, reelection, Law of fiscal responsibility  
Área ANPEC: 2 – Macroeconomia, Desenvolvimento e Economia do Setor Público.

# **A EMENDA DA REELEIÇÃO E A LEI DE RESPONSABILIDADE FISCAL: IMPACTOS SOBRE CICLOS POLÍTICOS E PERFORMANCE FISCAL DOS ESTADOS (1986-2002)**

## **1. Introdução**

Recentemente, um número crescente de pesquisas brasileiras tem se dedicado ao estudo dos efeitos do calendário eleitoral sobre políticas e variáveis econômicas<sup>1</sup>. Como regra, estes estudos têm concluído que a orientação eleitoreira sobre as políticas é bastante forte. O presente trabalho tem por objetivo principal analisar o impacto de duas mudanças institucionais recentes, a “Emenda da Reelection”<sup>2</sup> e a Lei de Responsabilidade Fiscal<sup>3</sup>, sobre os ciclos políticos orçamentários e sobre a performance fiscal dos estados brasileiros.

A Emenda da Reelection, ao admitir a possibilidade de que Presidente, Governadores e Prefeitos concorram a um mandato sucessivo no mesmo cargo, alterou substancialmente o sistema eleitoral vigente. Como consequência, modificou a forma com que são conduzidas as políticas públicas. A constatação da importância das regras eleitorais sobre a economia tem motivado um grande número de estudos, teóricos e empíricos, relacionadas ao assunto.<sup>4</sup> Dentro desta linha, o presente trabalho busca responder à seguinte pergunta: a possibilidade de reeleição aumenta ou diminui os estímulos para que os políticos manipulem oportunamente as políticas públicas? Em outros termos, a magnitude dos ciclos políticos aumenta ou diminui com a Reelection?

Subjacente a esta indagação, há a questão, a se esclarecer, de qual, entre duas tendências contrárias, prevalece: se (1) o oportunismo eleitoral, que estimula o governante a adotar políticas expansionistas com o intuito de elevar a probabilidade de se reeleger, ou se (2) o controle político exercido pelo eleitorado, que restringe o uso discricionário e de finalidade meramente eleitoreira dos instrumentos políticos. A primeira tendência é enfatizada pelos modelos de ciclos eleitorais oportunistas, enquanto a segunda é realçada pelos modelos de controle eleitoral.

Quanto à Lei de Responsabilidade Fiscal, este trabalho investiga, passados três anos de sua aprovação, quais os efeitos que acarretou sobre as finanças públicas estaduais, avaliando a sua eficácia como instrumento de controle do endividamento e de melhoria da qualidade do gasto público.

As principais conclusões são as seguintes: (1) contrariamente aos resultados anteriormente obtidos (v. Meneguín e Bugarin [2001]), concluiu-se que a Emenda da Reelection elevou as despesas públicas e o endividamento dos estados nos anos eleitorais; (2) a Lei de Responsabilidade Fiscal reduziu significativamente as despesas de custeio e as receitas de capital; além disso, elevou a receita tributária auferida pelos estados, tornando o financiamento do gasto público sustentável no longo prazo.

---

<sup>1</sup> Fialho (1997) e Ogura (2002) investigaram a existência de ciclos políticos nas taxas de crescimento e de inflação e na oferta monetária; Bonomo e Terra (1999) encontraram evidências de ciclos na taxa de câmbio real; Paiva (1994) constatou a existência de comportamento cíclico nos preços regulados; Bittencourt e Hillbrecht (2003) observaram ciclos políticos na política fiscal dos estados.

<sup>2</sup> Emenda Constitucional n.º 16, de junho de 1997.

<sup>3</sup> Lei Complementar n.º 101, de maio de 2000.

<sup>4</sup> v. Persson e Tabellini (1999, 2003 e 2004) para estudos sobre a influência das regras eleitorais sobre, respectivamente, tamanho do governo, ciclos políticos e performance fiscal.

Este estudo se encontra dividido da seguinte maneira: na seção 2, procede-se a revisão da literatura relevante sobre os modelos de ciclos políticos oportunistas e de controle político; na seção 3, discute-se o modelo econométrico e suas variáveis; os resultados das estimativas são apresentados na seção 4; por fim, na seção 5, conclui-se o trabalho com o resumo de seus principais resultados e algumas considerações finais.

## **2. Revisão da Literatura**

A Emenda da Reeleição, ao criar a possibilidade do governante permanecer no cargo por mais um mandato, internalizou os benefícios e os custos da manipulação eleitoral das políticas públicas. De um lado, a possibilidade de reeleição aumentou os incentivos para a adoção de políticas eleitoreiras oportunistas, pois, agora, os seus benefícios serão usufruídos pelo próprio político, e não pelo seu sucessor. De outro lado, desestimulou-se a manipulação oportunista, pois, operando como um instrumento de controle por parte do eleitorado, a Reeleição forçou os governantes a levarem em conta as conseqüências futuras de suas políticas.

Os benefícios, para o governante, decorrentes da manipulação eleitoral são enfatizados pela literatura sobre ciclos políticos oportunistas, cuja revisão encontra-se na seção 2.1; os seus custos são ressaltados pela literatura sobre controle político, cuja revisão encontra-se na seção 2.2. Na realidade, porém, ambas as forças atuam simultaneamente na determinação do comportamento observado dos políticos. A questão crucial é saber qual delas prevalece.

### **2.1 Modelos de Ciclos Políticos Oportunistas<sup>5</sup>**

Os modelos de ciclos oportunistas assumem que os políticos são motivados exclusivamente pela busca da própria eleição. Assim, para aumentarem as chances de serem reeleitos, os políticos possuiriam fortes incentivos para manipular as políticas públicas nos períodos próximos às eleições. O objetivo seria o de elevar o bem-estar dos eleitores ou sinalizar ao público a sua competência administrativa.

Os modelos de ciclos políticos oportunistas tiveram início com os trabalhos de Nordhaus (1975), Lindbeck (1976) e MacRae (1977). Estes modelos assumiam: (1) eleitorado “míope”, cujas decisões são tomadas com base em expectativas adaptativas; e (2) políticos oportunistas, isto é, maximizadores de votos. Desta forma, previa-se que, em anos eleitorais, o governante nacional aumentaria a oferta de moeda, de forma a conseguir incrementos na produção do país, diminuição no nível de desemprego, e, conseqüentemente, um melhor resultado nas urnas. No período posterior às eleições, o governo reverteria o curso da política, produzindo uma recessão, via contração monetária, objetivando, com isso, diminuir as expectativas inflacionárias e, assim, permitir nova manipulação oportunista no próximo período eleitoral.

Pesquisas teóricas subseqüentes, como Cukierman e Meltzer (1986), Rogoff e Silbert (1988), Persson e Tabellini (1990) e Rogoff (1990), se concentraram em tornar os modelos de ciclos políticos oportunistas compatíveis com o comportamento racional dos eleitores, isto é, com a maximização da utilidade esperada e com a formação das expectativas utilizando, de forma ótima, toda a informação disponível.

---

<sup>5</sup> v. Alesina et al. (1997), Drazen (2000, 2001) para revisões da literatura sobre ciclos políticos.

Os modelos de ciclos políticos racionais assumiam a existência de informação imperfeita em relação à competência dos governantes, implicando que o eleitorado não poderia determiná-la, senão com uma defasagem de tempo. Assim, de acordo com esses modelos, haveria estímulo para que os políticos mais competentes tentassem sinalizar suas habilidades para o eleitorado, utilizando os instrumentos da política econômica para superestimular a economia a um grau que um político incompetente seria incapaz de atingir.

Rogoff e Silbert (1988) e Rogoff (1990) formalizaram a ocorrência de ciclos racionais oportunistas em que os instrumentos da política fiscal são utilizados para sinalizar a competência do político governante. Estes modelos são denominados “ciclos políticos orçamentários”. Em Rogoff e Silbert (1988), a sinalização da competência ocorre através da diminuição de impostos no período pré-eleitoral, financiando-se o gasto público através de senhoriagem ou de empréstimos menos visíveis; tal comportamento induziria um padrão cíclico de corte de impostos, antes das eleições, e de inflação e elevação da dívida, posteriormente a elas. Em Rogoff (1990), por outro lado, a sinalização é feita por meio de modificações na composição do orçamento, aumentando-se o gasto público em itens mais visível, como transferências, consumo e serviços, e diminuindo-se o gasto com investimentos, cujos resultados exigem mais tempo para serem percebidos pelo eleitorado.

## **2.2 Modelos de Controle Político<sup>6</sup>**

Os modelos de controle político enfatizam a idéia de que as eleições funcionam como instrumento disciplinador do comportamento dos governantes. É através das eleições que o eleitorado escolhe os políticos que julga estarem mais aptos para representá-lo.

É neste sentido que se pode afirmar que, se, por um lado, as eleições estimulam os políticos a demonstrarem competência, conforme ressaltam os modelos de ciclos políticos, por outro lado, as eleições, como instrumentos de controle, atuam no sentido de limitar a manipulação oportunista das políticas.

Formalmente, a relação entre os políticos e o eleitorado pode ser pensada em termos de um modelo de agente-principal, em que os políticos são os agentes e o eleitorado o principal. Havendo qualquer informação imperfeita relacionada ao comportamento real dos políticos, estes terão incentivos para atuar de forma auto-interessada e oportunista, e não em prol do interesse público; há, aqui, um problema de risco moral. Neste sentido, as eleições poderiam servir como instrumento de controle, através do qual os eleitores ameaçariam substituir os políticos que adotassem comportamento oportunista.

Os modelos desta linha teórica baseiam-se nos artigos precursores de Barro (1973) e Ferejohn (1986). Dentro desta tradição, Meneguín e Bugarín (2001) propuseram um modelo formalizando a idéia de que, caso o governante não tenha possibilidade de se reeleger, ele maximizará sua utilidade naquele mandato, sem se preocupar com os efeitos futuros de sua política. Assim, nos casos em que não há reeleição, o benefício do déficit, do ponto de vista do político que deixa o cargo, é elevado, haja vista que será outra pessoa a encarregada por arcar com os serviços da dívida.

Desta forma, o instituto da reeleição, como argumentaram Meneguín e Bugarín, incentivaria os governantes a não se endividarem excessivamente no primeiro mandato. Além disso, quanto maiores as chances de se reeleger, mais cauteloso será o governador em

---

<sup>6</sup> v. Drazen (2000) para uma revisão da literatura sobre controle político.

sua política fiscal. Tal resultado é particularmente interessante, por ser oposto às conclusões dos modelos de ciclos oportunistas. Enquanto Meneguín e Bugarin (2001) defendem o instituto da reeleição como uma forma de contenção de gastos, aqueles modelos argumentam que os ciclos políticos se tornariam mais acentuados com a reeleição.

### 3. Modelo econométrico

Assumindo a perspectiva de que existem incentivos tanto para o aumento da intensidade dos ciclos, conforme prevêem os modelos de ciclos políticos, como para a sua redução, de acordo com os modelos de controle político, o presente trabalho se propõe a testar qual dessas tendências têm prevalecido.

Para analisar a existência de ciclos políticos e o impacto, sobre estes, da Emenda da Reeleição (ER) e da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), este estudo baseou-se em um modelo genérico, especificado da seguinte maneira:

$$y_{i,t} = \sum \gamma_j y_{i,t-j} + \beta \cdot DP_{i,t} + \theta_1 \cdot ER_{i,t} + \theta_2 \cdot LRF_{i,t} + \chi \cdot \omega_{i,t} + a_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

onde  $i = 1, \dots, 27$  representa um estado e  $t = 1986, \dots, 2002$  representa um ano entre 1986 e 2002. No modelo,  $y_{i,t}$  representa o logaritmo da variável dependente;  $DP_{i,t}$  é um conjunto de variáveis eleitorais, composto por três dummies: uma para o ano pré-eleitoral, outra para o ano eleitoral e uma última para o ano pós-eleitoral;  $ER_{i,t}$  e  $LRF_{i,t}$ , representam as variáveis de interesse, Emenda da Reeleição e Lei de Responsabilidade Fiscal;  $\omega_{i,t}$  é o conjunto de variáveis de controle utilizado;  $a_i$  é o efeito específico não-observado de cada estado e  $\varepsilon_{i,t}$  é um erro iid.

#### 3.1 Descrição das variáveis

O modelo básico proposto inclui defasagens da variável dependente, com o número destas variando de acordo com a conta analisada. A inclusão das defasagens cria viés nos estimadores de efeito-fixos. Os detalhes deste problema serão analisados a seguir.

O ciclo eleitoral é capturado por  $DP_{i,t}$ , um conjunto de três dummies: uma para o ano pré-eleitoral (*preelect*), uma para o ano eleitoral (*elect*) e outra para o ano pós-eleitoral (*postelect*). Seguindo Blais e Nadeu (1992), procurou-se, com o uso destas três variáveis, especificar, de forma genérica, o ciclo eleitoral em seu todo, e não somente nos anos eleitorais.

A variável  $ER_{i,t}$  busca captar os efeitos da Emenda da Reeleição sobre as variáveis fiscais dos estados. Assume valor igual a 1 nos estados em que, a partir das eleições de 1998, houve candidato concorrendo à reeleição. Ressalte-se que o pequeno número de observações disponíveis<sup>7</sup> constitui um fator limitador para as análises. Além disso, observe-se que o interessante fato de que a maioria dos governantes que se candidataram novamente ao mesmo cargo foram reeleitos<sup>8</sup> poderia, a princípio, sugerir que estes competem em condições privilegiadas.

<sup>7</sup> Ao todo, foram observadas apenas 25 ocorrências para ER.

<sup>8</sup> Nas eleições de 1998, entre os candidatos que concorriam à reeleição, 65% venceram (esta proporção é ainda mais elevada nos estados da região Norte); nos demais casos, apenas 40% dos governadores conseguiram eleger sucessor do mesmo partido. Nas eleições de 2002, entre os candidatos à reeleição, 75% venceram, enquanto apenas 37% dos políticos conseguiram deixar sucessor.

A variável  $LRF_{i,t}$  assume valor igual a 1 a partir do ano de 2000. Embora a Lei de Responsabilidade Fiscal tenha entrado em vigor somente em maio de 2000, há justificativas para incluir este ano nas análises, pois, como explicam Nunes e Nunes (2003,pg.16), “ainda que se considere que, no primeiro ano, o ajuste fiscal foi parcial porque as administrações já trabalhavam com orçamentos aprovados no ano anterior, muitos ajustes que não dependiam dos orçamentos forma efetivamente realizados”.

Para garantir que se capturem os efeitos isolados de  $ER_{i,t}$  e  $LRF_{i,t}$ , foi necessário o controle de outros fatores que, potencialmente, tiveram influência nas variáveis fiscais estudadas. Primeiramente, para controlar a existência de choques macroeconômicos durante o período de análise, incluiu-se a taxa de variação do PIB nacional. Além disso, para captar o componente estrutural das contas orçamentárias ao longo do período, adicionou-se ao modelo uma tendência determinística (*trend*). Por fim, incluiu-se uma variável, a que se denominou *trendpol*<sup>9</sup>, para captar tendência na variação da amplitude dos ciclos eleitorais ao longo do tempo. A justificativa para esta variável se deve ao fato de que o amadurecimento das instituições democráticas e do próprio eleitorado contribui para reduzir a intensidade dos ciclos.<sup>10</sup> Assim, a expectativa é de que a amplitude dos ciclos diminua com o passar do tempo.

Duas outras variáveis foram adicionadas ao modelo: uma variável de ideologia partidária, *left*<sup>11</sup>, e uma variável identificadora das eleições em que houve ocorrência de segundo turno. Como na maioria dos trabalhos realizados para o Brasil, não se encontrou significância para a variável partidária<sup>12</sup>, constatação compatível com a idéia de que os partidos políticos brasileiros não possuem orientações ideológicas claras e definidas.<sup>13,14</sup> Além disso, as estimativas para a dummy de segundo turno se revelaram altamente insignificantes, sugerindo que esta variável não constitui um bom indicador de competição eleitoral. Desta forma, decidiu-se pela sua exclusão dos modelos.

Por fim, deve-se notar que, muito provavelmente, os ciclos políticos, o efeito da Emenda da Reeleição e o grau de obediência à LRF diferem entre as regiões do país. Uma forma para testar esta idéia poderia consistir em estimar regressões por grupos de estado, cada uma delas contendo dados relativos a uma região do país. Os resultados poderiam, então, ser comparados para verificar se há diferenças regionais. Este procedimento é análogo ao empregado por Shi e Svensson (2000 e 2002) para comparar a intensidade dos ciclos políticos entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

---

<sup>9</sup> A variável *trendpol* assume valor igual a: 1 para 1986, 2 para 1990, 3 para 1994, 4 para 1998, 5 para 2002 e zero para os demais anos. Uma especificação logarítmica para esta variável foi testada,  $\log(trendpol)$ , buscando captar uma diminuição desta tendência à taxas decrescentes; os resultados, entretanto, não se alteraram de maneira significativa.

<sup>10</sup> Akhmedov, et al. (2002) encontraram evidências de que a magnitude dos ciclos oportunistas nas províncias russas diminui com o tempo. A importância de *trendpol* deve ser bastante significativa principalmente para as democracias mais “jovens”, caso dos países da América Latina.

<sup>11</sup> Foram considerados partidos de esquerda: PDT, PTB, PRS, PSB e PT.

<sup>12</sup> Duas exceções se referem às receitas tributárias e ao gasto com educação.

<sup>13</sup> Neste sentido, Bittencourt e Hillbrecht (2003), citam a seguinte passagem de Kraemer (1997): “a ausência de um governo ideológico é também aproximadamente realista para a América Latina, onde as estruturas partidárias são muito voláteis e a orientação ideológica dos políticos individualmente são igualmente nebulosas ou podem mudar rápida e radicalmente”.

<sup>14</sup> Deve-se notar que, antes da Constituição de 1988, todos os estados, a exceção de Sergipe, eram controlados pelo PMDB. Entretanto, mesmo excluindo as informações referentes aos anos pré-88, não se obteve alterações nas significâncias das dummies partidárias.

### 3.2 Estimador consistente para painéis dinâmicos

A inclusão de defasagens da variável dependente dentro do conjunto de variáveis explicativas cria problemas para a estimação do modelo. Os estimadores de efeito-fixo serão viesados, pois pressupõem a exogeneidade estrita das variáveis explicativas.<sup>15</sup>

Considere um modelo de painel dinâmico do tipo:

$$y_{i,t} = \beta_1 y_{i,t-1} + a_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)$$

Supondo  $x_{i,t} = y_{i,t}$ , assumir a hipótese de exogeneidade estrita implicaria:

$$E(\varepsilon_{i,t} | x_{i,1}, \dots, x_{i,T}, a_i) = 0, \quad \text{com } t = 1, 2, \dots, T. \quad (3)$$

Entretanto, esta hipótese é necessariamente falsa, pois  $E(\varepsilon_{i,t}, x_{i,t}) \neq 0$  sempre, já que  $x_{i,t} = y_{i,t}$ . O viés do estimador de efeitos fixos (FE) é uma função de  $T$ , e será consistente somente quando  $T \rightarrow \infty$ , o que não é o caso deste estudo.

O estimador de OLS<sup>16</sup> também será viesado, a não ser sob as seguintes condições: (1) os efeitos fixos,  $a_i$ , sejam iguais para todos os estados, (2) as variáveis explicativas sejam exógenas e (3) não haja autocorrelação serial no erro,  $\varepsilon_{i,t}$ . A condição (1), entretanto, é muito restritiva, pois é altamente provável que os efeitos fixos de cada estado sejam diferentes. Neste caso, o estimador de OLS será viesado, pois as defasagens da variável dependente,  $y_{i,t-j}$ , serão correlacionadas com o efeito não-observado,  $a_i$ .

Para contornar tais problemas, considera-se o estimador do método generalizado dos momentos (GMM) proposto por Arellano e Bond (1991). Este estimador será, sob determinadas condições, consistente, mesmo quando aplicado a modelos de painel dinâmico. Para eliminar o efeito específico de cada estado, toma-se a primeira diferença de (1):

$$\Delta y_{i,t} = \sum \gamma_j \Delta y_{i,t-j} + \beta \Delta DP_{i,t} + \theta_1 \Delta ER_{i,t} + \theta_2 \Delta LRF_{i,t} + \chi \Delta \omega_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t}. \quad (4)$$

Note que o erro,  $\Delta \varepsilon_{i,t}$ , desta equação é correlacionado com a variável defasada dependente,  $\Delta y_{i,t-j}$ . Entretanto, Arellano e Bond (1991) observaram que, sob a hipótese de que o erro  $\varepsilon_{i,t}$  não seja autocorrelacionado, os valores de  $y_{i,t}$ , defasados em dois ou mais períodos, são instrumentos válidos para  $\Delta y_{i,t-j}$ . Com relação às demais variáveis explicativas, assume-se que elas são estritamente exógenas.<sup>17</sup> Assim, o estimador de primeira-diferença dinâmico de GMM utiliza a seguinte condição linear de momento:

$$E[y_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{i,t}] = 0 \text{ para } s \geq 2, t=3, \dots, T. \quad (5)$$

A consistência do estimador de GMM depende da validade dos instrumentos utilizados. Dois testes, sugeridos por Arellano e Bond (1991), são aplicados. O primeiro, é o teste de Sargan, cuja hipótese nula é a de que os instrumentos são não correlacionados

<sup>15</sup> v. Wooldridge (2002), cap.10.

<sup>16</sup> A condição para que o estimador de OLS seja não-viesado é a de que  $E(x_i' u_i) = 0$ ,  $t=1, 2, \dots, T$ . Note que não há nenhuma imposição a respeito da relação entre  $x_s$  e  $u_t$  para  $s \neq t$ .

<sup>17</sup> O instrumento para estas variáveis são os seus próprios valores.

com os resíduos. O segundo, é um teste de autocorrelação no erro  $\varepsilon_{i,t}$ . A condição de momento (5) está baseada na hipótese de não-correlação serial no nível de  $\varepsilon_{i,t}$ . Portanto, na equação de primeira diferença, testamos se o erro diferenciado,  $\Delta\varepsilon_{i,t}$ , apresenta correlação serial de segunda ordem.

Os modelos são estimados com correção para heterocedasticidade, e os resultados são inferidos tomando por base os coeficientes de primeiro estágio, seguindo Arellano e Bond (1991) e Arellano et al. (2001). De acordo com esses autores, quando o erro,  $\varepsilon_{i,t}$ , é heterocedástico, as simulações sugerem que o desvio padrão assintótico do estimador de dois estágios pode ser uma referência ruim para os testes de hipótese. Nestes casos, a inferência baseada nos desvios padrões assintóticos dos estimadores de primeiro estágio são mais confiáveis. Desta forma, as estimativas dos coeficientes reportados serão sempre as do primeiro estágio, mas os resultados dos testes de Sargan e de autocorrelação dos resíduos serão os do segundo estágio.

Os estimadores de GMM são computados através do pacote DPD para o programa Ox.<sup>18</sup> Os resultados para os estimadores de FE e de GMM são reportados, embora os comentários, em sua maioria, estejam baseados somente neste último.

### 3.3 Dados

As variáveis orçamentárias a serem analisadas são as que se seguem.

Do lado da receita: (1) receita total: total de recursos auferidos, desdobrados nas categorias receitas de capital e receitas correntes; (2) receitas correntes: receitas que apenas aumentam o patrimônio não duradouro do estado, isto é, que se esgotam dentro do período anual; compreendem as receitas tributárias, patrimoniais, industriais e outras de natureza semelhante, bem como as provenientes de transferências correntes; (3) receitas tributárias: compostas pela arrecadação dos tributos da competência dos estados mais transferências; (4) receitas de capital: receitas que alteram o patrimônio duradouro do estado; compreende a constituição de dívidas, a conversão em espécie de bens e direitos, reservas, bem como as transferências de capital; (5) operações de crédito: levantamento de empréstimos pelas entidades da administração pública direta e indireta, com o objetivo de financiar seus projetos e/ou atividades.

Do lado da despesa: (6) despesa total: total de despesas realizadas, em forma de gastos e em forma de mutação patrimonial, pela administração, composta por despesas correntes e por despesas de capital; (7) despesas correntes: despesas realizadas com a manutenção dos equipamentos e com o funcionamento dos órgãos públicos; (8) despesa de custeio: despesas necessárias à prestação de serviços e à manutenção da ação da administração como, por exemplo, o pagamento de pessoal, de material de consumo e a contratação de serviços de terceiros; (8) despesas de capital: despesas realizadas com o propósito de formar e/ou adquirir ativos reais, abrangendo, entre outras ações, o planejamento e a execução de obras, a compra de instalações, equipamentos, bem como a amortização de dívida e concessões de empréstimos.

Entre as despesas classificadas por funções, analisam-se os gastos com: (9) segurança pública; (10) educação e cultura; (11) saúde e saneamento; (12) assistência e previdência; e (13) transporte.

---

<sup>18</sup> Site: <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doornick/>

Considera-se, ainda, a variável (14) receita orçamentária, definida como a diferença entre a receita corrente e a despesa corrente.

Os dados relativos às variáveis fiscais foram obtidos através da Secretaria do Tesouro Nacional<sup>19</sup> do Ministério da Fazenda. Os dados utilizados na criação das variáveis políticas, foram obtidos junto ao Laboratório de Estudos Experimentais (LEEX) do Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro da Universidade do Rio de Janeiro.<sup>20</sup>

Todos os dados das contas orçamentárias foram desinflationados e ajustados para refletirem valores *per capita*.

## 4. Resultados

A análise dos resultados é dividida em quatro partes, de acordo com o tipo de classe fiscal a que pertencem as variáveis: em 4.1 analisam-se as variáveis relativas à receita orçamentária, em 4.2 as variáveis de despesa, em 4.3 o resultado orçamentário, e em 4.4 as despesas por função.

A comparação entre os coeficientes estimados pelos métodos de GMM e de FE revelou que, como regra, os estimadores de GMM apresentam valores maiores. Deve-se ressaltar, entretanto, que os resultados obtidos por ambos são qualitativamente compatíveis.<sup>21</sup> Os comentários são feitos, em regra, sobre os resultados do estimador de GMM, devido a sua consistência.

Acrescente-se, ainda, que, para todas as regressões, os testes de Sargan e de autocorrelação dos resíduos atestaram a validade dos instrumentos.

### 4.1 Receitas

Inicialmente, com o intuito de facilitar a compreensão das estimativas expostas na tabela 1, interpreta-se, a título de ilustração, os resultados obtidos para a variável Receita Total. A regressão estimada por GMM resultou nos seguintes coeficientes estimados – com os p-valores dos testes reportados entre parênteses:

$$\Delta \log(\text{rectot}) = -0,017\Delta \text{left} - 0,044\Delta \text{preelect} + 0,408\Delta \text{elect} + 0,046\Delta \text{postelect} + \\ (0,57) \quad (0,15) \quad (0,00) \quad (0,14) \\ 0,135\Delta \text{ER} - 0,030\Delta \text{LRF} + 0,019\Delta \text{PIB} - 0,116\Delta \text{trendpol} \quad (6) \\ (0,00) \quad (0,53) \quad (0,00) \quad (0,00)$$

$$\text{Sargan} = 24,23 \\ (1,00)$$

$$\text{Serial Corr.} = -0,242 \\ (0,80)$$

A especificação logarítmica da variável dependente implica que os coeficientes das variáveis explicativas devem ser interpretados em termos percentuais. Assim, por exemplo, uma elevação de um ponto percentual no PIB nacional implica em uma elevação da receita total em 1,9%.

<sup>19</sup> Site: <http://www.stn.fazenda.gov.br>

<sup>20</sup> Site: <http://www.iuperj.br/leex>

<sup>21</sup> Esse mesmo padrão é encontrado por Shi e Svensson (2002).

Tabela 1 – Variáveis de Receita

Método	Receita Total		Receita Corrente		Receita Tributária		Receita de Capital		Operações de Crédito	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
Left	-0,021 (0,26)	-0,017 (0,57)	0,008 (0,46)	0,048 (0,05)	0,003 (0,76)	0,118 (0,04)	-0,119 (0,21)	0,042 (0,84)	-4,52 (0,08)	1,90 (0,82)
Preelect	-0,006 (0,71)	-0,044 (0,15)	0,001 (0,95)	-0,013 (0,44)	-0,03 (0,01)	0,004 (0,83)	-0,192 (0,01)	-0,393 (0,00)	-7,11 (0,00)	0,28 (0,97)
Elect	0,270 (0,00)	0,408 (0,00)	0,183 (0,00)	0,445 (0,01)	0,449 (0,00)	0,617 (0,00)	-0,09 (0,63)	-0,232 (0,41)	-15,4 (0,00)	20,64 (0,18)
Postelect	0,009 (0,58)	0,046 (0,14)	0,007 (0,49)	0,066 (0,02)	0,012 (0,27)	0,092 (0,00)	-0,584 (0,00)	-0,631 (0,00)	-13,9 (0,00)	-18,2 (0,03)
ER	0,093 (0,00)	0,135 (0,00)	0,031 (0,04)	0,061 (0,02)	0,007 (0,66)	0,045 (0,48)	0,419 (0,02)	0,451 (0,30)	2,35 (0,62)	43,7 (0,04)
LRF	-0,042 (0,08)	-0,030 (0,53)	0,030 (0,02)	0,064 (0,07)	0,054 (0,00)	0,071 (0,09)	-0,972 (0,00)	-0,795 (0,00)	-38,2 (0,00)	-77,3 (0,00)
PIB	0,009 (0,00)	0,019 (0,00)	0,003 (0,13)	0,015 (0,00)	0,023 (0,00)	0,021 (0,00)	0,013 (0,32)	0,031 (0,00)	-0,92 (0,00)	2,70 (0,00)
Trend	0,026 (0,00)	--	0,029 (0,00)	--	0,015 (0,00)	--	0,072 (0,00)	--	2,93 (0,00)	--
TrendPol	-0,072 (0,00)	-0,116 (0,00)	-0,041 (0,00)	-0,105 (0,01)	-0,094 (0,00)	-0,146 (0,00)	-0,029 (0,58)	-0,053 (0,58)	1,97 (0,04)	-10,5 (0,07)
Sargan	--	24,23 (1,00)	--	24,49 (1,00)	--	26,32 (1,00)	--	20,01 (1,00)	--	15,48 (1,00)
Serial	--	-0,242 (0,80)	--	0,226 (0,82)	--	0,787 (0,43)	--	-0,108 (0,91)	--	-1,447 (0,14)
Correl.										
Obs.	428	405	395	378	395	405	395	378	405	351

\* Observações: As variáveis dependentes aparecem na forma logarítmica, exceção feita às operações de crédito, que apresenta grande número de observações com valor nulo. Os p-valores das estimativas estão reportados entre os parênteses.

A interpretação dos coeficientes das dummies *preelect* e *postelect*, que representam, respectivamente, a variação da receita total nos anos pré e pós-eleitorais, é direta: no ano anterior às eleições, *rectot* é 4,4% menor do que no ano de referência (o segundo ano do mandato), enquanto que no ano imediatamente posterior às eleições, *rectot* é 4,6% maior – embora nenhuma das estimativas seja estatisticamente significativa. A variação percentual da receita total no ano eleitoral, por sua vez, é obtida pela seguinte operação,  $\beta_{elect} + \beta_{trendpol} * trendpol$ , refletindo o fato de que os ciclos nos anos eleitorais seguem uma determinada tendência conforme se passam as eleições. Assim, em 1986, ano em que  $trendpol = 1$ , a receita total se elevou em 29,2% (= 40,8 – 11,6\*1); em 1990, ano em que  $trendpol = 2$ , *rectot* se elevou em 17,6% (=40,8 – 11,6\*2), e assim por diante.

O coeficiente da variável ER indica a variação na receita total de um ano eleitoral decorrente do fato de existir candidato concorrendo à reeleição; quando isso ocorrer, *rectot* deverá ser 13,5% maior. Quanto à variável LRF, os resultados indicam que a receita total se elevou 3% a partir do ano de 2000, com o advento da lei de responsabilidade fiscal – embora esta estimativa não seja estatisticamente significativa.

Por fim, com relação aos testes para a validade dos instrumentos, não se pôde rejeitar a hipótese de que os instrumentos são não-correlacionados com os resíduos (teste de Sargan), assim como não se pôde rejeitar a hipótese de inexistência de autocorrelação serial

no erro (teste de correlação serial), de modo que os instrumentos podem ser considerados válidos.

No geral, os resultados revelam a existência de ciclos políticos em todas as contas de receita orçamentária. Os ciclos nas receitas total, corrente e tributária apresentam grandes elevações no ano eleitoral, retornando para a média a partir do ano seguinte.

O ciclo para a receita de capital, por sua vez, apresenta características peculiares. Aqui, existem dois picos, localizados no segundo ano do mandato e no ano eleitoral<sup>22</sup>, coincidindo, respectivamente, com as eleições municipais e estaduais. Nos anos pré- e pós-eleitorais, as receitas de capital diminuem, evidenciando a existência de ajustes fiscais cíclicos. No período pré-eleitoral, a receita de capital cai 40% e o ajuste, é provável, visa criar condições para o aumento concentrado dos gastos durante as eleições; no período pós-eleitoral, ocorre um ajuste de intensidade mais rigorosa, a receita de capital diminui 63%, objetivando compensar o gasto excessivo do ano anterior. Bittencourt e Hillbrecht (2003) encontraram resultados diferentes. Segundo estes autores, o pico das receitas de capital ocorreria no ano pré-eleitoral, fato que atribuem à necessidade de garantir recursos um ano antes das eleições.

Com relação ao ciclo nas operações de crédito, pode-se constatar que o seu auge ocorre no ano eleitoral, havendo, no ano seguinte, uma diminuição significativa de seu valor, provavelmente, em decorrência de ajustes fiscais de período pós-eleitoral.<sup>23</sup>

Note-se que o aumento das receitas corrente e tributária durante o ano eleitoral sugere aparente contradição com as predições de Rogoff e Silbert (1988). Segundo estes autores, o financiamento do gasto público, em anos eleitorais, é alterado, com a elevação dos empréstimos e com a diminuição dos tributos.<sup>24</sup> A este respeito, entretanto, cabe a ressalva de que a principal fonte de receita tributária dos estados é o ICMS<sup>25</sup>, imposto sobre a circulação de bens e serviços. Assim, deve-se esperar que, nos anos eleitorais, a arrecadação tributária se eleve endogenamente, impulsionada pelo aumento das transações na economia induzidas pelo ciclo político dos estados e do governo federal<sup>26</sup>. A hipótese de elevação das alíquotas, por outro lado, parece pouco plausível, pois depende de aprovação legislativa, processo altamente desgastante, principalmente em períodos próximos às eleições. Portanto, os resultados encontrados para as receitas corrente e tributária não devem ser considerados contrários à teoria.

Interessante notar-se, ainda em relação às receitas tributárias, o fato de que os governos de esquerda apresentam uma arrecadação tributária 12% maior do que os demais.

Com relação à variável ER, os resultados mostram que a possibilidade de reeleição ampliou os ciclos eleitorais nas receitas orçamentárias, indicando que candidatos à reeleição têm maior incentivo para distorcer a arrecadação, de modo a criar condições para a elevação do gasto. Segundo as estimativas, a ER implicou numa elevação das receitas total e corrente em, respectivamente, 13% e 6%. Uma explicação para a elevação das receitas correntes poderia ser atribuída à maior arrecadação tributária dos estados em que

---

<sup>22</sup> Note que o coeficiente de *elect* para esta variável é estatisticamente insignificante tanto para as estimativas de FE quanto para as de GMM.

<sup>23</sup> Como se verá adiante, o comportamento do ciclo nas operações de crédito é bastante semelhante ao do ciclo nas despesas de capital, o que, possivelmente, se deve ao fato de que as despesas de capital são, em sua maioria, financiadas por empréstimos.

<sup>24</sup> v. Shi e Svensson (2002) e Persson e Tabellini (2003) para resultados empíricos favoráveis a esta hipótese.

<sup>25</sup> Segundo Nunes e Nunes (2003), em 2001, a arrecadação do ICMS foi responsável por 55% do total das receitas orçamentárias estaduais.

<sup>26</sup> As eleições nas esferas estadual e federal ocorrem simultaneamente.

ocorreram candidaturas à reeleição – ainda que os resultados obtidos para a receita tributária não tenham sido estatisticamente significantes. De fato, como se mostrará adiante, a constatação de que a despesa total dos estados se eleva quando há candidatura à reeleição fornece bases para esta hipótese, considerando, como se argumentou, que as despesas elevam endogenamente a arrecadação tributária.

Além disso, observa-se que a ER elevou significativamente o montante das operações de crédito realizadas, aproximadamente R\$ 44 *per capita*. O coeficiente de ER para as variáveis receita de capital, porém, não foi significativa na estimativa de GMM<sup>27</sup>, embora o seu sinal positivo seja compatível com a idéia de que candidatos à reeleição possuem maiores incentivos para se endividarem.

Quanto à LRF, apesar de não ter afetado a receita total, ela melhorou a composição das rendas dos estados, criando condições para o financiamento sustentável do gasto público. A LRF, assim, implicou na elevação das receitas corrente e tributária em, respectivamente, 6,5% e 7%, e acarretou, por outro lado, numa diminuição significativa das receitas de capital, em 80%, e das operações de crédito, em R\$ 77 *per capita*.

O aumento das receitas corrente e tributária se deve ao fato de que a LRF introduziu, no processo orçamentário, regras que dificultaram a renúncia de receitas, impondo, também, a instituição, previsão e efetiva arrecadação de todos os tributos da competência constitucional dos estados. Acrescente-se, ainda, o fato de que os limites estabelecidos para o endividamento público devem ter implicado, ainda que indiretamente, na elevação da eficiência tributária e na elevação da alíquota de alguns impostos.

Quanto às receitas de capital e às operações de crédito, a LRF impôs limites para o estoque de dívida consolidada, definindo regras para que os estados se ajustassem a este limite através de superávits primários. Além disso, restringiu-se o fluxo de endividamento, impondo-se um limite máximo de 16% da receita líquida corrente (RLC) para as operações de crédito, de forma a evitar que um governo, embora ajustado, pudesse evoluir rapidamente para uma situação de dívida excessiva.

O PIB nacional entrou significativamente em todas as regressões. As estimativas mostraram que uma elevação do PIB em 1% aumenta, em média, a arrecadação das receitas em 2%.

Por fim, constatou-se que *trendpol* foi significativa em todas as variáveis, exceção feita à receita de capital, uma vez que esta conta não apresenta ciclo com auge somente nos anos eleitorais, como as demais. Estes resultados evidenciam que a magnitude dos ciclos políticos tem diminuído consistentemente ao longo do tempo, corroborando a idéia de que o eleitorado, adquirindo experiência democrática, aprende a identificar o oportunismo eleitoral e passa a puni-lo.

## 4.2 Despesas

Para facilitar a compreensão das estimativas expostas na tabela 2, interpreta-se, como exemplo, os resultados obtidos para a variável Despesa Total. A regressão estimada por GMM resultou nos seguintes coeficientes estimados – com os p-valores dos testes reportados entre parênteses:

---

<sup>27</sup> A estimativa de FE, por outro lado, se mostrou significativa.

Tabela 2 – Variáveis de Despesa

Método	Despesa Total		Despesa Corrente		Despesa de Custeio		Despesa de Capital	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
Left	-0,026 (0,08)	-0,010 (0,75)	-0,015 (0,24)	0,018 (0,64)	-0,031 (0,30)	-0,026 (0,37)	-0,055 (0,25)	-0,032 (0,68)
Preelect	-0,012 (0,44)	-0,048 (0,18)	-0,010 (0,45)	-0,051 (0,05)	-0,029 (0,20)	-0,116 (0,00)	-0,016 (0,711)	0,018 (0,79)
Elect	0,407 (0,00)	0,514 (0,00)	0,438 (0,00)	0,521 (0,00)	0,208 (0,00)	0,380 (0,00)	0,292 (0,01)	0,536 (0,05)
Postelect	-0,025 (0,148)	0,056 (0,16)	0,031 (0,04)	0,085 (0,00)	0,046 (0,12)	0,027 (0,29)	-0,335 (0,00)	-0,291 (0,00)
ER	0,060 (0,09)	0,099 (0,06)	0,037 (0,07)	0,083 (0,04)	0,031 (0,33)	0,086 (0,02)	0,161 (0,12)	0,198 (0,20)
LRF	-0,063 (0,00)	-0,046 (0,33)	-0,024 (0,12)	-0,016 (0,63)	-0,191 (0,00)	-0,298 (0,00)	-0,213 (0,00)	-0,220 (0,05)
PIB	0,011 (0,00)	0,018 (0,00)	0,014 (0,00)	0,020 (0,00)	0,014 (0,00)	0,025 (0,00)	-0,005 (0,45)	0,001 (0,91)
Trend	0,025 (0,00)	--	0,026 (0,00)	--	0,031 (0,00)	--	0,026 (0,00)	--
TrendPol	-0,088 (0,00)	-0,126 (0,00)	-0,099 (0,00)	-0,132 (0,00)	-0,029 (0,14)	-0,103 (0,00)	-0,063 (0,05)	-0,117 (0,08)
Sargan	--	25,04 (1,00)	--	24,82 (1,00)	--	25,47 (1,00)	--	19,45 (1,00)
Serial Correl.	--	-0,320 (0,74)	--	-1,295 (0,19)	--	0,309 (0,757)	--	0,549 (0,58)
Obs.	428	405	428	405	374	351	401	378

\* Observações: Todas as variáveis dependentes aparecem na forma logarítmica. Os p-valores das estimativas são reportados nos parênteses.

$$\Delta \log(desptot) = -0,010\Delta left - 0,048\Delta preelect + 0,514\Delta elect + 0,056\Delta postelect + \\ (0,75) \quad (0,18) \quad (0,00) \quad (0,16) \\ 0,099\Delta ER - 0,046\Delta LRF + 0,018\Delta PIB - 0,126\Delta trendpol \quad (6) \\ (0,06) \quad (0,33) \quad (0,00) \quad (0,00)$$

$$Sargan = 25,04 \\ (1,00)$$

$$Serial Corr. = -0,320 \\ (0,74)$$

A interpretação dos coeficientes das dummies *preelect* e *postelect* indica que no ano pré-eleitoral, *desptot* é 4,8% menor do que no ano de referência (o segundo ano do mandato), enquanto que no ano pós-eleitoral, *desptot* é 5,6% maior – embora nenhuma das estimativas seja estatisticamente significativa. A variação percentual da despesa total no ano eleitoral, por sua vez, é obtida pela seguinte operação,  $\beta_{elect} + \beta_{trendpol} * trendpol$ . Assim, em 1986, ano em que  $trendpol = 1$ , a despesa total se elevou em 38,8% (= 51,4 – 12,6\*1); em 1990, ano em que  $trendpol = 2$ , *desptot* se elevou em 26,2% (=51,4 – 12,6\*2), e assim por diante.

A estimativa para a variável ER indica uma elevação de 9,9% na despesa total de um ano eleitoral decorrente do fato de existir candidato concorrendo à reeleição. Quanto à variável LRF, os resultados indicam que ela implicou em uma redução de 4,6% em *desptot* – embora esta estimativa não seja estatisticamente significativa.

Por fim, os testes de Sargan e de correlação serial atestaram a validade dos instrumentos.

No geral, os ciclos políticos para as variáveis de despesa orçamentária, a exemplo do que ocorre no lado da receita, são bastante nítidos, indicando que o padrão do gasto público é fortemente influenciado por motivações eleitoreiras. As evidências obtidas revelam que os políticos distorcem as despesas, de todos os tipos, de modo a concentrá-las em períodos próximos às eleições, onde, espera-se, os retornos eleitorais sejam maiores. Desta forma, investimento e gasto públicos, como a construção de obras viárias, a contratação de novos servidores ou a concessão de aumentos salariais, são adiantados ou postergados, de modo a fazer com que os seus efeitos sejam sentidos pelo eleitorado nas vésperas das eleições.

Os ciclos para as despesas total, corrente e de custeio apresentam elevações nos anos eleitorais, permanecendo estáveis nos demais anos.

Em relação aos resultados para a despesa de capital, note-se que a constatação da existência de ciclos políticos com auge no ano eleitoral parece contrariar as previsões de Rogoff (1990). De acordo com este, haveria incentivos para o governante, em um ano de eleições, modificar a composição das despesas orçamentárias, reduzindo o investimento e elevando a despesa em áreas cuja percepção pelo eleitorado seja mais imediata. Ressalte-se que esta conclusão está baseada no pressuposto teórico de que o investimento demora um período (um ano) para produzir seus efeitos, enquanto que o gasto com bens e serviços produz resultados imediatos. Esta premissa, entretanto, não pode ser aplicada, como regra<sup>28</sup>, ao caso das eleições brasileiras, pois estas se realizam próximas ao final do ano, havendo, assim, tempo hábil para que uma obra iniciada no começo do ano seja finalizada antes das eleições. De fato, os resultados obtidos revelam que isso ocorre na prática.

Ainda em relação à despesa de capital, deve-se atentar para a sua notável redução no ano pós-eleitoral, indicando que o ajuste fiscal posterior às eleições se dá, no lado das despesas, através de uma drástica redução dos gastos com investimento. Além disso, este resultado fornece indícios de que os “ajustes fiscais em geral”, isto é, aqueles que ocorrem independentemente de relação com o ciclo político, são realizados através da redução da despesa de capital, já que os gastos correntes parecem ser mais rígidos.

Os resultados relativos aos impactos da ER sobre o gasto público revelam que a possibilidade de reeleição aumentou as despesas total, corrente e de custeio, em respectivamente, 10%, 8% e 8,5%. O coeficiente para a despesa de capital não foi estatisticamente significativo, embora o seu sinal positivo<sup>29</sup> esteja em conformidade com a idéia de que a reeleição eleva os gastos com a despesa de capital.

Estes resultados parecem demonstrativos do fato de que, contrariamente ao que argumentaram Meneguín e Bugarin (2001), o dilema, enfrentado pelo político, entre o oportunismo eleitoral e o controle dos gastos, se resolveu em favor do primeiro, isto é, de forma compatível com a teoria dos ciclos políticos e em oposição aos modelos de controle eleitoral. De forma geral, os governantes parecem valorizar mais a sua permanência no cargo do que a maximização intertemporal, e socialmente ótima, do gasto público, de modo que a Emenda da Reelection acabou ampliando a magnitude do ciclo político. De outro lado, este resultado parece evidenciar, ainda que de forma indireta, que os eleitores brasileiros não punem a manipulação eleitoreira do gasto público.

---

<sup>28</sup> Uma exceção, como se verá, se refere aos gastos com saúde e saneamento.

<sup>29</sup> As estimativas do método de FE apresentaram-se marginalmente significantes (p-valor = 0,12).

As constatações obtidas parecem fazer bastante sentido, principalmente, quando se consideram as características das instituições políticas brasileiras e o longo histórico de refinanciamento das dívidas estaduais – “inconsistências dinâmicas” – por parte do governo federal. Esse aspecto político parece contribuir para que as restrições orçamentárias futuras não sejam levadas em conta – ao menos da forma que seria socialmente desejável – pelo político, quando este toma as suas decisões.

Quanto aos efeitos da LRF sobre o gasto público, as estimativas revelam que ela não apresentou efeito sobre as despesas total e corrente, embora tenha contribuído para reduzir significativamente as despesas de custeio e as despesas de capital em cerca de, respectivamente, 30% e 22%.

A LRF estabeleceu um limite máximo para as despesas de pessoal, a principal componente da despesa de custeio. Para os estados, os gastos com pessoal não podem ultrapassar 60% da receita corrente líquida (RCL). Os ajustes para atingir esta meta devem ser realizados obedecendo-se as seguintes regras: (1) regra permanente: para os estados que estavam ajustados no momento em que a LRF entrou em vigor, os desajustes futuros deveriam ser reduzidos em dois quadrimestres; (2) regra transitória: para os estados que estavam desajustados, estipulou-se o prazo de dois anos, isto é, até o final de 2002, para que reduzissem o excedente.<sup>30</sup> Desta forma, a redução estimada de 30% nas despesas correntes reflete a necessidade de redução dos gastos com pessoal face aos limites impostos pela LRF.

No que se refere à queda observada, em torno de 22%, nas despesas de capital, uma explicação plausível poderia ser atribuída ao fato de que aos limites impostos para o estoque da dívida e para as operações de crédito devem ter dificultado o acesso aos recursos necessários para os gastos com investimento. Uma razão adicional poderia ser identificada, na linha do que se argumentou acima, no fato de que, possivelmente, o ajuste fiscal imposto pela LRF recaiu mais intensamente sobre as despesas de capital.

O PIB nacional entrou significativamente nas regressões das despesas total, corrente e de custeio: uma elevação do PIB em 1% aumenta em, aproximadamente, 2% os gastos dessas contas. De acordo com os resultados, porém, o PIB não afeta as despesas de capital.

A variável *trendpol* também foi significativa, revelando uma tendência de decréscimo na amplitude dos ciclos políticos ao longo do tempo.

### 4.3 Resultado Orçamentário

Quanto à variável resultado orçamentário<sup>31</sup>, as estimativas demonstram a clara existência de ciclos eleitorais. As motivações eleitoreiras parecem constituir fator determinante para a deterioração das finanças estaduais, com a elevação dos déficits orçamentários, durante os anos eleitorais, em cerca de R\$ 90 *per capita*.

A Reeleição não afetou significativamente o resultado orçamentário, embora o sinal negativo para as estimativas de ambos os métodos esteja de acordo com os resultados obtidos até o momento, indicando que ER implicou em uma tendência para aumentos nos ciclos políticos.

Quanto à LRF, as regressões revelaram que ela elevou o resultado orçamentário em cerca de R\$ 28 *per capita*. Aponte-se que Nunes e Nunes (2003), comparando a evolução

---

<sup>30</sup> v. Nunes e Nunes (2003).

<sup>31</sup> Este trabalho utiliza a seguinte definição: resultado orçamentário = receitas correntes – despesas correntes.

dos resultados nominais entre os anos de 2000 e 2001, constataram a ocorrência de uma ligeira piora na situação dos estados. A explicação, segundo estes autores, residiria no fato de que as dívidas realizadas antes da LRF afetam os resultados nominais posteriores, já que estes levam em conta os pagamentos de amortização e juros da dívida. Assim, passando a analisar o resultado primário, Nunes e Nunes (2003) encontraram uma melhoria da situação, evidenciando um esforço fiscal dos estados para realizarem o ajuste.

Tabela 3 – Variável Resultado Orçamentário

Método	Resultado Orçamentário	
	FE	GMM
Left	7,82 (0,05)	0,28 (0,97)
Preelect	2,87 (0,21)	4,91 (0,15)
Elect	-56,66 (0,00)	-90,1 (0,01)
Postelect	-7,13 (0,00)	-12,2 (0,11)
ER	-3,66 (0,41)	-24,44 (0,26)
LRF	23,8 (0,00)	28,14 (0,04)
PIB	-1,99 (0,00)	0,14 (0,79)
Trend	4,66 (0,00)	--
TrendPol	14,1 (0,00)	23,7 (0,01)
Sargan	--	14,85 (1,00)
Serial Correl.	--	-0,509 (0,61)
Obs.	432	405

\* Observações: Os valores para a variável dependente estão em reais. Os p-valores das estimativas são reportados nos parênteses.

A variável *trendpol* entrou significativamente nas regressões de ambos os métodos, indicando uma tendência de declínio na amplitude dos ciclos no resultado orçamentário.

#### 4.4 Despesa por Função

A análise das componentes da despesa orçamentária revelou comportamentos distintos do ciclo político para o gasto em cada setor. Estes resultados podem ser considerados demonstrativos da idéia de que os eleitores valorizam distintamente os investimentos em cada área, e que, conscientes deste fato, os políticos atuam oportunamente, concentrando os gastos nas áreas mais “rentáveis” em termos de votos.

Os resultados obtidos, pelo método de GMM, para os gastos em segurança pública, diferentemente do que se poderia esperar, não evidenciam a existência de ciclos nesta variável, embora as estimativas de FE apontem o contrário. Note-se que Bittencourt e Hillbrecht (2003) encontraram evidências significativas para a existência de ciclos nos gastos com segurança pública.

Os gastos com educação e, particularmente, os gastos com transporte apresentam expressivo ciclo político. Os dispêndios dessas categorias se elevam nos anos eleitorais em, respectivamente, 53% e 110%. Além disso, acrescenta-se que as estimativas revelam significativo ciclo partidário nos gastos com educação, demonstrando que os partidos de esquerda priorizam investimentos nesta área, gastando, em média, 18% a mais do que os partidos de centro e de direita.<sup>32</sup>

<sup>32</sup> Bittencourt e Hillbrecht (2003) obtiveram resultados semelhantes.

Tabela 4 – Variáveis de Despesa por Função

Método	Segurança Pública		Educação		Saúde e Saneamento		Assistência e Previdência		Transporte	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
Left	0,017 (0,14)	0,069 (0,38)	0,076 (0,00)	0,181 (0,01)	0,017 (0,63)	-0,019 (0,77)	0,036 (0,17)	-0,012 (0,90)	-0,082 (0,02)	-0,034 (0,62)
Preelect	0,006 (0,66)	-0,051 (0,50)	-0,010 (0,55)	-0,053 (0,14)	0,077 (0,05)	0,093 (0,09)	0,080 (0,00)	0,154 (0,07)	-0,020 (0,63)	0,002 (0,97)
Elect	0,277 (0,00)	0,125 (0,53)	0,430 (0,00)	0,531 (0,00)	0,031 (0,74)	0,081 (0,48)	0,357 (0,00)	0,408 (0,00)	1,017 (0,00)	1,11 (0,00)
Postelect	0,062 (0,00)	0,089 (0,15)	0,001 (0,96)	0,080 (0,00)	-0,034 (0,34)	0,014 (0,70)	0,061 (0,01)	0,112 (0,06)	-0,230 (0,00)	-0,359 (0,01)
ER	0,038 (0,00)	0,242 (0,11)	0,058 (0,10)	0,081 (0,20)	-0,045 (0,42)	-0,122 (0,09)	-0,072 (0,12)	-0,202 (0,08)	0,220 (0,00)	0,163 (0,45)
LRF	0,093 (0,00)	0,109 (0,46)	-0,049 (0,05)	0,009 (0,80)	0,104 (0,03)	0,210 (0,00)	-0,245 (0,00)	-0,338 (0,00)	0,091 (0,10)	0,134 (0,57)
PIB	0,005 (0,04)	0,011 (0,01)	0,005 (0,09)	0,016 (0,00)	0,006 (0,23)	0,001 (0,68)	0,011 (0,00)	0,021 (0,00)	0,010 (0,09)	-0,034 (0,00)
Trend	0,024 (0,00)	--	0,033 (0,00)	--	0,004 (0,31)	--	0,039 (0,00)	--	-0,010 (0,04)	--
TrendPol	-0,054 (0,00)	-0,004 (0,94)	-0,106 (0,00)	-0,132 (0,00)	0,022 (0,42)	0,024 (0,42)	-0,052 (0,01)	-0,42 (0,30)	-0,247 (0,00)	-0,269 (0,00)
Sargan	--	17,62 (1,00)	--	24,64 (1,00)	--	17,29 (1,00)	--	20,94 (1,00)	--	15,48 (1,00)
Serial	--	-0,324	--	-0,441	--	-0,195	--	-1,363	--	0,503
Correl.		(0,74)		(0,65)		(0,845)		(0,17)		(0,61)
Obs.	426	378	401	405	428	378	426	403	419	378

\* Observações: Todas as variáveis dependentes aparecem na forma logarítmica. Os p-valores das estimativas são reportados nos parênteses.

Com relação às despesas com transporte, note-se que, após expressiva elevação durante as eleições, os gastos nesta área diminuem significativamente, cerca de 35%. Tal comportamento é semelhante ao apresentado pelas despesas de capital, onde está alocada a maior parte dos dispêndios com transporte.

Os gastos com assistência e previdência também apresentam ciclos, aumentando 41% nos anos eleitorais. As estimativas demonstram, ainda, que o gasto nesta área é bastante rígido, sendo difícil elevar ou diminuir os de um ano para o outro, como se percebe pelo fato de que os coeficientes para os anos pré- e pós-eleitorais são significativamente maiores do que zero.

Os resultados para os gastos com saúde e saneamento evidenciam a existência de ciclo eleitoral, mas este, diferentemente do que ocorre nas demais variáveis, possui seu auge no ano pré-eleitoral, aumentando 9% em relação aos demais anos. Sob o prisma das teorias de ciclos orçamentários, este comportamento poderia ser atribuído ao fato de que investimentos em saneamento e saúde demandam maior lapso de tempo para serem concluídos e, assim, para que o eleitorado possa usufruir seus benefícios.

Ainda tendo em mente esta diferenciação entre investimentos mais ou menos visíveis ao eleitorado, pode-se entender o fato da ER ter implicado num aumento de 25% no ciclo eleitoral dos gastos com segurança pública, tendo reduzido, por outro lado, os gastos, em anos eleitorais, com saúde e saneamento, e assistência e previdência –

respectivamente, 12% e 20% –, os quais, provavelmente, apresentam efeito menos direto sobre o eleitorado. Neste sentido, os candidatos à reeleição, ao que parece, possuem incentivos ainda maiores para distorcer o gasto, direcionando-os para as áreas em que os seus efeitos sejam sentidos mais rapidamente pelos eleitores. Note-se, a este respeito, que o coeficiente positivo na regressão para os gastos com transporte é compatível com a explicação sugerida.<sup>33</sup>

A LRF apresentou efeitos significantes sobre as despesas com saúde e saneamento e sobre as despesas com assistência e previdência. Em relação a esta última, a LRF implicou em uma redução de 34% dos seus gastos, fato que deve estar associado com os limites impostos para os gastos com pessoal, que incluem as despesas com inativos e pensionistas. A LRF, por outro lado, acarretou em um aumento de 21% nas despesas com saúde e saneamento, fato que poderia estar refletindo a melhoria da qualidade do dispêndio público induzida pela nova lei.

Ainda, os resultados indicaram que a elevação do PIB implica em: aumento das despesas com segurança, educação e assistência e previdência; não apresenta efeitos sobre os gastos com saúde; e, estranhamente, diminui os gastos com transporte – embora as estimativas de FE apontem o contrário.

Por fim, *trendpol* indicou uma tendência de decréscimo na amplitude dos ciclos em educação e transporte. O mesmo não foi constatado nas demais variáveis<sup>34</sup>. A explicação para isso poderia ser atribuída ao fato de que: (1) os ciclos nos gastos com saúde ocorrem no ano pré-eleitoral; (2) os gastos com segurança não apresentam um ciclo nítido e definido; e (3) os ciclos nos gastos com assistência e previdência são diferentes do usual, já que os dispêndios nos anos pré- e pós-eleitorais são maiores do que no ano de referência.

## 5. Conclusão

O presente trabalho buscou analisar o impacto da promulgação da Emenda da Reelection e da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os ciclos políticos orçamentários e sobre a performance fiscal dos estados brasileiros. Os resultados obtidos apontam que (1) contrariamente ao que propuseram Meneguín e Bugarin (2001), a Emenda da Reelection implicou na elevação dos ciclos políticos, estimulando as manipulações oportunistas durante o período eleitoral; e (2) a Lei de Responsabilidade Fiscal se constituiu em um instrumento efetivo para o controle do endividamento e para a redução das despesas de custeio dos estados. A seguir, assinalam-se as principais conclusões deste trabalho.

1. As evidências empíricas indicam que a Emenda da Reelection elevou o incentivo para a manipulação eleitoral das políticas públicas, evidenciando que o oportunismo eleitoral prevalece sobre o controle político exercido pelo eleitorado. Desta maneira, os resultados obtidos corroboram a teoria dos ciclos políticos em detrimento da teoria do controle eleitoral.

Constatou-se que, do lado das receitas, a Emenda da Reelection elevou as receitas total e de custeio, assim como o valor das operações de crédito, evidenciando haver uma maior predisposição para o endividamento por parte dos candidatos à reeleição.

---

<sup>33</sup> O coeficiente estimado pelo método de FE foi positivo e estatisticamente significativo.

<sup>34</sup> Embora as estimativas de FE para os gastos com segurança e com assistência e previdência apontem uma diminuição, estatisticamente significativa, da magnitude dos ciclos.

Do lado das despesas, observou-se que a Emenda da Reeleição implicou na elevação das despesas total, corrente e de custeio. Entre as despesas por função, constatou-se que a Emenda da Reeleição estimulou os governantes a direcionarem os gastos, nos anos eleitorais, para os setores mais visíveis, como segurança pública e transporte, diminuindo, em contrapartida, o dispêndio com saúde e saneamento, e assistência e previdência.

2. A Lei de Responsabilidade Fiscal constituiu um marco institucional importante para as finanças públicas nacionais, contribuindo para o controle do endividamento e para a melhoria da qualidade do gasto público.

Do lado das receitas, a Lei de Responsabilidade Fiscal implicou na redução das receitas de capital e das operações de crédito, elevando, por outro lado, a arrecadação tributária. Desta maneira, contribuiu para que o financiamento do Estado seja feito de forma sustentável no longo prazo.

Entre as despesas, os resultados indicam que a Lei de Responsabilidade Fiscal diminuiu as despesas de custeio, em função dos limites impostos para o gasto com pessoal, e as despesas de capital, em decorrência da limitação dos fluxos de empréstimo para os estados. Entre as despesas por função, constatou-se que a Lei de Responsabilidade Fiscal reduziu, por um lado, os gastos com assistência e previdência, e aumentou, por outro, os dispêndios em saúde e saneamento, fato que poderia estar evidenciando uma melhoria da qualidade do gasto público.

3. As diferenças partidárias não influem de maneira relevante no comportamento fiscal dos estados. Duas exceções se referem à receita tributária e aos gastos com educação, ambos significativamente maiores sob administrações de esquerda.

4. A amplitude dos ciclos políticos diminuiu ao longo do tempo, fato que poderia ser atribuído ao amadurecimento das instituições democráticas e do eleitorado, que, com a experiência que vai adquirindo, passa a ser capaz de identificar e punir os políticos oportunistas.

## **BIBLIOGRAFIA:**

- Akhmedov, A., Ravichev, A. e Zhuravskaya, E.** 2002. “Opportunistic Political Cycles: Test in Young Democracy Setting”, mimeo.
- Alesina, A., Roubini, N. e Cohen, G.** 1997. “*Political Cycles and the Macroeconomy*”. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Arellano, M e Bond, S.** 1991. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58:277-297.
- Arellano, M., Bond, S., e Doornick, J. A.** 2001. “Using DPD for Ox.” University of Oxford, mimeo.
- Barro, R.** 1973. “The Control of Politicians: an Economic Model”. *Public Choice*, 14:19-42.
- Bittencourt, J. L. e Hillbrecht, R.** 2003. “Ciclo Político na Economia Brasileira: Um Teste para a Execução Orçamentária dos Governos Estaduais – 1983/2000”, *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*. Porto Seguro: Anpec, dezembro 2003.
- Blais, A. e Nadeu, R.** 1992. “The Electoral Budget Cycle”. *Public Choice*, 74(4):390-403.
- Bonomo, M. e Terra, C.** 1999. “The Political Economy of Exchange Rate Policy in Brazil: 1964-1997”, *Ensaio Econômicos da EPGE-FGV*, N° 341.

- Cukierman, A. e Meltzer, A.** 1986. “A Positive Theory of Discretionary Policy, the Cost of Democratic Government, and the Benefits of a Constitution” *Economic Inquire*, 24: 367-88.
- Drazen, A.** 2000. “*Political Economy in Macroeconomics*”, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Drazen, A.** 2001. “The Political Business Cycle After 25 years”, *Nat. Bur. Econ. Res. Macroecon Annu.* 2000.
- Ferejohn, J.** 1986. “Incumbent Performance and Electoral Control”. *Public Choice*, 50:5-26.
- Fialho, T. M. M.** 1997. “Testando a Evidência de Ciclos Políticos no Brasil”, *Revista Brasileira de Economia*, 51(3):379-89.
- Kraemer, M.** 1997. “Electoral Budget Cycles in Latin America and Caribbean: Incidence, Causes and Political Futility.” *Working Paper Series*, n.º 354. Office of the Chief Economist, BID.
- Lindbeck, A.** 1976. “Stabilization Policy in Open Economies with Endogenous Politicians”. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 1-19.
- McRae, D.** 1977. “A Political Model of the Business Cycle.” *Journal of Political Economy*, 85:239-63.
- Meneguim, F. B. e Bugarin, M. S.** 2001. “Reeleição e Política Fiscal: um Estudo dos Efeitos nos Gastos Públicos”, *Economia Aplicada* 5(3): 600-22.
- Nordhaus, W.** 1975. “The Political Business Cycle”. *Review of Economic Studies*, 42:169-190.
- Nunes, S. e Nunes, C.** 2003. “Dois Anos da Lei de Responsabilidade Fiscal do Brasil: Uma Avaliação dos Resultados à Luz do Modelo do Fundo Comum.” *Working Paper University of Brasília*, n.º276.
- Ogura, L. M.** 2002. “Political Business Cycles in Brazilian Economy (1980-1999)”, *Working Paper University of Brasilia*, mimeo.
- Paiva, C. A. C.** 1994. “Interesses Eleitorais e Flutuações de Preços em Mercados Regulados”, *Revista de Economia Política*, 56:31-41.
- Persson, T. e Tabellini, G.** 1999. “The Size and Scope of Government: Comparative Politics with Rational Politicians.” *European Economic Policy*, 43:699-735.
- Persson, T. e Tabellini, G.** 2003. “Do Electoral Cycles Differ Across Political Systems?”, *Working Paper IGIER*, nº 232.
- Persson, T. e Tabellini, G.** 2004. “Constitutional Rules and Fiscal Policy Outcomes”, *American Economic Review*, 94(2):25-45.
- Rogoff, K.** 1990. “Equilibrium Political Budget Cycles”. *American Economic Review*, 80:21-26.
- Rogoff, K. e Silbert, A.** 1988. “Elections and Macroeconomic Policy Cycles”. *Review of Economic Studies*. 55(1):1-16.
- Shi, M. e Svensson, J.** 2000. “Political Business Cycles in Developed and Developing Countries”, *Working Paper, The World Bank*, February.
- Shi, M. e Svensson, J.** 2002. “Conditional Political Budget Cycles”, *CEPR Discussion Paper*, N.º 3352.
- Wooldridge, J.** 2002. “*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.*” Cambridge, MA: MIT Press.