

# **Demanda Mediana por Serviços Públicos e Reeleição: Evidências Empíricas do Modelo do Eleitor Mediano para os Municípios Brasileiros**

Rafael Terra de Menezes  
EESP-FGV  
email: [rflterra@yahoo.com.br](mailto:rflterra@yahoo.com.br)

Carlos César Santejo Saiani  
Mackenzie e EESP-FGV  
e-mail: [ssaini@yahoo.com](mailto:ssaini@yahoo.com)

Ana Carolina Pereira Zoghbi  
EAESP-FGV  
e-mail: [zoghbi80@yahoo.com.br](mailto:zoghbi80@yahoo.com.br)

## **Resumo**

Decorridos mais de dez anos da promulgação da “Emenda da Reeleição” (Emenda Constitucional n° 16/97), que permitiu que o presidente, os governadores e os prefeitos se reelegessem, ainda não existe um trabalho empírico que teste a validade do modelo do eleitor mediano para o caso das reeleições brasileiras. Utilizando dados do Censo Populacional e do TSE referentes aos municípios brasileiros no ano de 2000, o presente artigo busca preencher esta lacuna. Primeiramente, estabelecendo algumas hipóteses, estimamos a demanda por serviços públicos locais (inclusive para diferentes grupos de serviços), obtendo-se uma medida de erro de percepção dos candidatos à reeleição municipal em relação à demanda mediana. Em seguida, por meio de modelos de seleção – *Heckit* e *Probit* com seleção –, estimamos o impacto da magnitude dessa medida sobre o desempenho eleitoral de prefeitos candidatos à reeleição. Os resultados obtidos validaram o modelo do eleitor mediano para o caso dos municípios brasileiros.

**Palavras-Chave:** Demanda por serviços públicos. Eleitor Mediano. Reeleição. Modelos de Seleção.

## **Abstract**

After more than ten years since the promulgation of the "Reelection Amendment" (Constitutional Amendment n° 16/97), which allowed that the president, the governors and the mayors ran for reelection, still doesn't exist an empirical work that test the validity of the medium voter's model for the case of the Brazilian reelections. The present article aim to fulfill this gap using data from the 2000 Census and from TSE regarding the Brazilian municipalities. Firstly, establishing some hypotheses, we estimate the demand for local public services (including for different groups of services). This allowed us to obtain a measurement of perception error of candidates to reelection in relation to the medium demand. Finally, we estimate the impact of the magnitude of this measurement on the mayors electoral outcomes using selection models – Heckit and “Probit with selection”. The results we obtained validated the medium voter's model for the case of the Brazilian municipalities.

**Key Words:** Demand for public services. Median Voter. Reelection. Selection Models.

**Classificação JEL:** H40, H41, H70

**Área Anpec:** Área 4 – Economia do Setor Público

## **Introdução**

Desenvolvido inicialmente por Bowen (1943), Black (1948), Downs (1957), entre outros, o Modelo do Eleitor Mediano diz que, sob a hipótese de que as preferências dos eleitores apresentem “pico único”, em um sistema eleitoral majoritário, os eleitores escolherão o candidato cuja cesta ofertada de bens e serviços públicos mais se aproxime da cesta demandada pelo eleitor mediano. Esse modelo é bastante razoável, mas poucos estudos se propuseram a testar empiricamente sua validade. Dada a definição sucinta desse modelo, uma forma de realizar um teste empírico para sua validade deveria envolver, necessariamente, a estimação da demanda representativa desse eleitor e o conhecimento das cestas ofertadas pelos candidatos.

Em relação às cestas que cada candidato oferta, deve-se notar que dificilmente conseguiríamos mensurá-las, pois são cestas potenciais, não realizadas. Mas, há um caso especial em que isso é possível, quando o candidato já se encontra eleito e concorre à reeleição. Nesse caso, pode-se assumir que a cesta ofertada por ele é dada pelo montante e pelo direcionamento dos gastos durante seu mandato, inclusive no ano eleitoral.

Já no que se refere à demanda representativa, Borcharding e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973), em seus estudos seminais, propõem meios de estimá-la. Sob a hipótese de que a “mediana das quantidades demandadas seja igual à demanda do cidadão com renda mediana” e que “a quantidade mediana demandada seja igual à ofertada”, conseguem identificar a demanda mediana local por bens públicos. A última hipótese é bastante restritiva, pois afirma que os políticos no poder sempre ofertam a cesta preferida pelo eleitor mediano, o que significa que têm informação perfeita. Nesse caso, com a possibilidade de reeleição, deveríamos sempre observar os candidatos se reelegendo, o que está longe de ser verdade. Assim, essa hipótese restringe a realização de um teste empírico que busque analisar a possibilidade de punição em virtude de desvios da cesta ofertada pelos candidatos à reeleição em relação à cesta demandada pelo eleitor mediano.

Se considerarmos a possibilidade de existência de erros de percepção dos candidatos à reeleição em relação à demanda mediana, o que é bastante razoável, e conseguirmos estimar uma demanda do agente representativo mediano sem o pressuposto de informação perfeita, um teste empírico para o modelo do eleitor mediano seria possível para o caso brasileiro. Ressalta-se que, para o teste, seria indispensável verificar a possibilidade de reeleição, caso contrário, não conseguiríamos mensurar nenhuma cesta ofertada.

Inman (1978) e Gramlich e Rubinfeld (1982) são alguns exemplos de trabalhos que buscam testar empiricamente a validade do modelo do eleitor mediano com dados de *surveys* nos Estados Unidos. Ambos encontram evidências favoráveis. Enquanto o primeiro conclui que famílias com a renda mediana exercem influência crucial na determinação no nível de gastos, o segundo mostra que a maior parte dos eleitores está satisfeita com o a combinação de níveis de gastos e de impostos. Doi (1999) também encontra evidências favoráveis ao modelo para o caso de governos sub-nacionais japoneses.

No Brasil, até onde temos conhecimento, não há trabalhos empíricos que busquem testar a validade do modelo do eleitor mediano na forma a que nos propomos. Contudo, encontramos trabalhos que estudam os determinantes da reeleição. Nosso trabalho se insere nessa literatura ao considerar a possibilidade de que a reeleição seja determinada, em parte, pelo sucesso do candidato à reeleição em atingir a demanda o eleitor mediano.

Desde a promulgação da “Emenda da Reelection” (Emenda Constitucional nº 16) em junho de 1997, já ocorreram três eleições para presidente e governadores (1998, 2002 e 2006) e duas eleições para prefeitos (2000 e 2004) nas quais a reeleição era uma possibilidade. Ou seja, já existem experiências e informações suficientes para a realização de trabalhos empíricos aplicados ao Brasil utilizando essa informação – tanto é verdade que ocorre, atualmente, uma proliferação de estudos sobre o assunto em revistas e em congressos especializados. Esses estudos podem ser divididos em duas correntes: (i) estudos que utilizam a reeleição como uma variável explicativa do comportamento dos governantes e (ii) estudos nos quais a reeleição é a variável a ser explicada.

Na primeira corrente, o objetivo é analisar se a possibilidade de reeleição aumenta ou diminui os estímulos para que os políticos manipulem oportunamente as políticas públicas. Nesses estudos, duas

hipóteses básicas são confrontadas, na tentativa de avaliar qual delas prevalece: (i) diante da possibilidade de reeleição, os governantes agiriam de forma oportunista, adotando políticas expansionistas para aumentar a probabilidade de se elegerem – de acordo com o modelo de ciclos políticos/eleitorais oportunístico<sup>1</sup> – ou (ii) a possibilidade de serem “punidos” na reeleição, fariam com que os governantes diminuíssem a utilização discricionária e meramente eleitoreira dos instrumentos de políticas públicas – de acordo com o modelo de controle eleitoral<sup>2</sup>. Podemos citar como exemplos de estudos empíricos desse tipo para o Brasil: Meneguín e Bugarin (2001) e Nakaguma e Bender (2004).

Na segunda corrente, o objetivo é avaliar quais são os determinantes do sucesso em uma reeleição. De uma maneira geral, os estudos apontam as seguintes variáveis como as que influenciam esse sucesso: (i) desempenho na primeira eleição; (ii) *performance* dos governantes no primeiro mandato – por exemplo, melhora dos indicadores de educação e saúde, aumento do acesso a serviços públicos, aumento do nível de emprego e da renda, entre outros –; (iii) características pessoais dos governantes – idade e escolaridade, por exemplo –; (iv) envolvimento dos governantes em escândalos e em crimes durante o primeiro mandato; (v) condições políticas – partido, existência de concorrente com força política e apoio de outros governantes, por exemplo –; (vi) características da localidade – população, taxa de urbanização, região geográfica, entre outras; (vii) gastos com a campanha eleitoral e (viii) padrão dos gastos públicos – de acordo com o modelo de ciclos políticos/eleitorais. Como exemplos de estudos empíricos desse tipo para o caso brasileiro, podemos citar: Mendes (2004), Meneguín, Bugarin e Carvalho (2005) e Mendes e Rocha (2007). Destacamos, ainda, que a motivação deste trabalho está, de certa forma, relacionada a essa segunda corrente da literatura de reeleição.

Como deixamos explícito anteriormente, o objetivo deste trabalho é testar a validade do modelo do eleitor mediano para os municípios brasileiros, buscando verificar o impacto dos desvios da cesta ofertada em relação à demanda mediana sobre o sucesso eleitoral (dado pela proporção de votos ou probabilidade de reeleição). Para isso, com algumas hipóteses, estimamos a demanda por serviços públicos locais (inclusive para diferentes grupos de serviços) e obtemos uma medida de desvio ou erro de percepção dos candidatos a reeleição municipal em relação à demanda mediana. Em seguida, procuramos verificar o impacto da magnitude dessa medida de desvio sobre a proporção de votos do candidato e sobre a probabilidade de reeleição utilizando modelos de seleção. Essa medida de “desvio” pode ser entendida também como um indicador de *performance* do candidato, o que justifica a inserção deste trabalho na segunda corrente da literatura de reeleição mencionada acima. Por fim, impactos negativos desse indicador sobre a proporção de votos ou probabilidade de reeleição devem fornecer evidências favoráveis ao modelo do eleitor mediano.

Para atingir esse objetivo, o artigo divide-se em três seções, além dessa introdução e das considerações finais. Na primeira seção apresentamos o procedimento para aplicação do teste empírico. Na segunda seção, descrevemos as variáveis utilizadas nas estimações. Finalmente, na terceira seção, apresentamos os resultados.

## **1 Estratégia de estimação**

Primeiramente, é importante destacar que as estimações a serem realizadas partem da suposição inicial de que candidatos a um primeiro mandato buscam atingir as preferências do eleitor mediano fornecendo informações sobre suas potenciais ofertas de cestas de bens e serviços públicos. Esses candidatos têm informações imperfeitas e, portanto, só terão conhecimento da cesta que mais se aproxima daquela do eleitor mediano após os resultados das eleições. Os candidatos à reeleição, por outro lado, podem tentar atingir as preferências do eleitor mediano ofertando as cestas que acreditam serem as mais próximas das demandadas durante seu mandato, o que inclui anos eleitorais. Assim, não podemos medir a

<sup>1</sup> Desenvolvido por Rogoff e Silbert (1988).

<sup>2</sup> Conforme a idéia defendida por Ferejohn (1986) de que a reeleição funcionaria como uma forma de premiação ou punição pela *performance* do político no primeiro mandato.

cesta de bens públicos dos candidatos a um primeiro mandato, mas podemos medir essa cesta para aqueles que estejam concorrendo à reeleição. Dessa forma, é possível testar empiricamente o modelo do eleitor mediano utilizando informações sobre os candidatos à reeleição municipal.

Nessa seção, apresentamos a metodologia utilizada para testar empiricamente o modelo do eleitor mediano com dados referentes aos municípios brasileiros. A estratégia de estimação envolve admitir que a demanda do eleitor mediano por bens e serviços públicos e o nível ofertado pelos dirigentes locais podem diferir devido a um erro de percepção dos últimos. Nesse caso, podemos identificar a demanda do eleitor mediano (subseção 1.1) e também os resíduos, que, com hipóteses adicionais, podem nos informar as magnitudes desses erros de percepção (subseção 1.2). Em seguida, mostramos as especificações dos modelos de seleção utilizados para estimar o impacto desses erros de percepção sobre a proporção de votos de candidatos à reeleição e também sobre a probabilidade de reeleição (subseção 1.3).

## 1.1 Identificação da demanda do eleitor mediano

A identificação da demanda do eleitor mediano fundamenta-se em hipóteses que, consideradas em conjunto, constituem o *equilíbrio de Bowen*<sup>3</sup>. Bergstrom e Goodman (1973) sintetizam essas hipóteses da seguinte forma: (i) o custo de provisão de uma determinada *commodity* fornecida por um município  $j$  é constante e igual à  $q_j$ ; (ii) cada consumidor  $i$  do município  $j$  paga uma fração  $\tau_i^j$  do custo total de provisão – essa fração é uma função de sua renda, riqueza e outras características individuais e é independente do tamanho das despesas municipais e de suas preferências em relação à provisão dos serviços públicos –; (iii) cada consumidor  $i$  de um município  $j$  conhece seu *tax price*,  $\tau_i^j q^j$ , e é capaz de determinar sua quantidade desejada para o município dado que deve pagar a fração  $\tau_i$  do total das despesas municipais – para isso, deve maximizar suas preferências sujeitas a restrição orçamentária individual – e, (iv) em cada município  $j$ , a quantidade fornecida de um bem público é igual à mediana das quantidades demandadas.

Relaxaremos a hipótese “iv”, permitindo que a demanda do eleitor mediano e a oferta efetiva difiram por um termo multiplicativo  $v^j$ , associado à incapacidade do representante municipal em fornecer exatamente a quantidade que iguala a oferta e demanda. Além disso, Bergstrom e Goodman (1973) estabelecem a seguinte hipótese adicional: (v) a quantidade demandada mediana é igual à quantidade demandada pelo cidadão com renda mediana. Sob esse conjunto de hipóteses podemos proceder com a estratégia de identificação da demanda por serviços públicos locais.

Consideramos nesse modelo<sup>4</sup> um indivíduo  $i$  do município  $j$  que busca maximizar suas preferências  $u_i^j(c_i^j, g^j)$  sujeitas à restrição orçamentária:

$$p^j c_i^j + (t^j + \bar{\theta}) b_i^j \leq y_i^j \quad (1)$$

em que  $c_i^j$  é a quantidade consumida de bens privados;  $g^j$  é a quantidade constante de serviços públicos que cada habitante da localidade  $j$  consome;  $p^j$  é o nível geral de preços de bens privados no município  $j$ ;  $b_i^j$  é a base tributária do indivíduo  $i$ ;  $t^j$  é a alíquota média de imposto local;  $\bar{\theta}$  é alíquota média nacional constante de imposto<sup>5</sup> e  $y_i^j$  é a renda individual. A alíquota local  $t^j$  é determinada pela restrição orçamentária do município:

$$q^j G^j = Z^j + t^j B^j \quad (2)$$

<sup>3</sup> Em referência a Bowen (1943).

<sup>4</sup> Modelo semelhante ao utilizado por Mendes e Sousa (2006), diferindo apenas em alguns detalhes e no fato de termos relaxado a hipótese “iv”, que constitui o *Equilíbrio de Bowen*. Isso produz um resultado diferente do obtido por aqueles autores em relação ao termo de erro associado à estimação da demanda, com implicações importantes para as conclusões do trabalho.

<sup>5</sup> Por simplicidade, consideramos somente um nível superior de governo, o Governo Central.

que rearranjando fica igual a:

$$t^j = \frac{q^j G^j - Z^j}{B^j} \quad (3)$$

em que  $G^j$  é quantidade de bens e serviços públicos;  $q^j$  é o custo médio constante;  $Z^j$  é o total de transferências recebidas pelo município e  $B^j$  é a base tributária total da localidade. Podemos expressar a quantidade de bens e serviços públicos alternativamente por  $G^j = n^\gamma g^j$ , em que  $n$  representa o total da população do município  $j$  e  $\gamma$  representa o grau de congestionamento do bem público. Se  $\gamma$  for igual a um, os bens (ou serviços) públicos são puramente privados (exclusivo) e se for igual a zero, são bens públicos puros (não-exclusivos e não-rivais)<sup>6</sup>. Para valores intermediários de  $\gamma$ , verificamos características mistas de bens públicos e privados. Já valores superiores à unidade indicam que os bens públicos são super-congestionados<sup>7</sup>.

A alíquota nacional  $\bar{\theta}$  é determinada pela restrição orçamentária do governo central:

$$D + \sum_{j=1}^J Z^j = \bar{\theta} \sum_{j=1}^J B^j \quad (4)$$

em que  $D$  é o gasto total do Governo Central;  $\sum_{j=1}^J Z^j$  é o total de transferências aos municípios e  $\sum_{j=1}^J B^j$  a base tributária total do país<sup>8</sup>. Inserindo (3) na restrição orçamentária (1) e, por simplicidade, mantendo a alíquota  $\bar{\theta}$  em sua forma reduzida (já que é a mesma para todos os municípios), após manipulações algébricas obtemos a restrição modificada:

$$y_i^j + z^j \left( \frac{b_i^j}{\bar{b}^j} \right) - \bar{\theta} b_i^j = p^j c_i^j + q^j n^{\gamma-1} \left( \frac{b_i^j}{\bar{b}^j} \right) g^j \quad (5)$$

em que o termo do lado esquerdo de (5) representa a renda líquida<sup>9</sup>, podendo ser denotado por  $y_i^{jL}$ . Os únicos termos novos são  $\bar{b}^j$  e  $z^j$ , que representam, respectivamente, a base tributária média e as transferências por pessoa na localidade  $j$ . Adicionalmente, se normalizarmos (5) pelo nível de preços do setor privado  $p^j$ , obtemos a seguinte expressão reduzida:

$$\frac{y_i^{jL}}{p^j} = c_i^j + \frac{q^j}{p^j} n^{\gamma-1} \left( \frac{b_i^j}{\bar{b}^j} \right) g^j \quad (6)$$

Estabelecemos a função demanda por bens públicos de acordo com Borcharding e Deacon (1972):

$$g^j = A(\tau_i q^j)^\eta (y_i^j)^\epsilon \quad (7)$$

<sup>6</sup> Também conhecidos na literatura como bens públicos puros *samuelsonianos*. Samuelson (1954) define bens públicos como bens que podem ser consumidos coletivamente, e ressalta a dificuldade de identificar as preferências por esse tipo de bens já que os consumidores não têm incentivos para revelar suas preferências como fazem no mercado de bens privados.

<sup>7</sup> O grau de congestionamento indica, de certa forma, a divisibilidade de um bem. Um bem público puro não é congestionado e todos podem consumir a quantidade total ofertada. Bens públicos com grau de congestionamento entre zero e um indicam que cada indivíduo pode consumir uma quantidade menor do que o total ofertado. Bens públicos com grau de congestionamento igual a um têm características de bens privados, são exclusivos. Por fim, bens super-congestionados, que apresentam grau de congestionamento maior do que um, podem surgir devido a deseconomias de escala.

<sup>8</sup> Em outras palavras, a equação (4) representa a igualdade entre dispêndios e receitas.

<sup>9</sup> A renda líquida nesse caso é dada pela renda individual total mais a parcela de transferências recebida pelo indivíduo  $i$ , menos o imposto pago ao Governo Central.

a qual é log-linear na renda e no *tax price*, dado por  $\tau_i^j q^j = n^{\gamma-1} \left( \frac{b_i^j}{b^j} \right) q^j$ . Como mencionamos anteriormente, relaxamos a hipótese de igualdade entre a demanda do eleitor mediano e a oferta de serviços públicos locais, permitindo que o nível efetivo ofertado  $g^{j*}$  diferisse da demanda do eleitor mediano por um termo de erro multiplicativo<sup>10</sup>:

$$g^{j*} = g^j v^j \quad (8)$$

O termo  $v^j$  é um termo de erro associado ao erro de percepção dos dirigentes municipais em relação à demanda do eleitor mediano. Note-se que  $E(g^{j*}) = g^j$  e  $Cov(g^j, v^j) = 0$ . As razões para isso podem se dever a problemas de informação, ou outros choques que levem a esse desvio, mas em média os dirigentes atendem à demanda. Destacamos ainda que a relação entre a quantidade efetivamente ofertada *per capita* de bens públicos  $g^{j*}$  e o gasto médio por pessoa  $e^j$  é dada por<sup>11</sup>:

$$g^{j*} q^j = \frac{G^{j*} q^j}{n^\gamma} = \frac{E^j}{n^\gamma} = \frac{e^j}{n^{\gamma-1}} \quad (9)$$

Assim, substituindo o *tax price*, a renda líquida normalizada e a quantidade *per capita* efetiva de bens públicos  $g^{j*}$  em termos de gasto médio por pessoa  $e^j$  em (7), obtemos:

$$e^j = A \left( \frac{q^j}{p^j} n^{\gamma-1} \frac{b_i^j}{b^j} \right)^\eta \left( \frac{y_m^{jL}}{p^j} \right)^\epsilon n^{\gamma-1} q^j v^j \quad (10)$$

Por fim, podemos agregar multiplicativamente do lado direito de (10) um vetor  $\Psi^j = \prod_{k=1}^K x_k^j$  de variáveis explicativas e um termo de erro  $\varepsilon^j$  referente a fatores não observáveis que exercem influência sobre a demanda. Tomando o logaritmo em ambos os lados da expressão resultante, temos:

$$\ln e^j = \ln A + (\gamma - 1)(\eta + 1) \ln n^j + \eta \ln \frac{b_m^j}{b^j} + \epsilon \ln y_m^{jL} + (1 + \eta) \ln q^j - (\eta + \epsilon) \ln p^j + \beta_k \sum_{k=6}^K x_k^j + \ln v^j \varepsilon^j \quad (11)$$

em que o subscrito  $m$  refere-se à variáveis avaliadas para o eleitor mediano, seguindo a hipótese “v” mencionada anteriormente. O coeficiente da população,  $\alpha = (\gamma - 1)(\eta + 1)$ , fornece, juntamente com a elasticidade-preço do bem público  $\eta$ , o parâmetro de congestionamento dado por  $\gamma = \frac{\alpha + \eta + 1}{\eta + 1}$ .

O termo de erro  $\ln v^j \varepsilon^j$  é crucial para nossa estratégia de teste, pois suas estimativas (os resíduos) contêm informações sobre a incapacidade dos dirigentes municipais de atender a demanda do eleitor mediano. Mostraremos, mais adiante, como essa informação ajudará no teste empírico do modelo.

É importante ressaltar algumas dificuldades para estimar a equação (11). Primeiramente, não há dados disponíveis por municípios referentes às variáveis  $q^j$  e  $p^j$  (respectivamente, níveis de preços de bens e serviços públicos e privados). Bergstrom, Rubinfeld e Shapiro (1982) lidam com o problema da falta índices de preços públicos e privados para o nível local utilizando como *proxies* os salários médios nos setores público e privado<sup>12</sup>. Assim, procedemos da mesma maneira.

<sup>10</sup> Se  $v^j = 1 \Rightarrow g^{j*} = g^j$ . Se  $0 \leq v^j < 1 \Rightarrow g^{j*} < g^j$ . Se  $v^j > 1 \Rightarrow g^{j*} > g^j$ .

<sup>11</sup> As variáveis representadas por letras maiúsculas não estão em termos *per capita*.

<sup>12</sup> O objetivo dos autores era estimar a demanda por gastos em educação. Para isso, buscaram *proxies* para os níveis de preços educacionais públicos e privados, que eram variáveis explicativas no modelo. A solução adotada foi utilizar o salário médio dos professores de escolas públicas e privadas do distrito.

Outra dificuldade refere-se à medida para a base tributária. Estudos sobre a demanda local por bens públicos nos Estados Unidos costumam utilizar o valor da propriedade do indivíduo mediano como medida de base tributária. Isso é bastante razoável tendo em vista que grande parte dos gastos locais é financiada com impostos sobre a propriedade nesse país. No caso do Brasil, os impostos locais não têm a mesma importância no orçamento da maioria dos municípios. Desse modo, seguindo o procedimento de Mendes e Sousa (2006), utilizamos as rendas mediana e média do município  $j$  como medidas das bases tributárias mediana  $b_m^j$  e média  $\bar{b}^j$ , necessárias para obtenção de  $\frac{b_m^j}{\bar{b}^j}$  e, portanto, para a estimação de (11).

Finalmente, supondo que se verifiquem as hipóteses de *rank* pleno e de que o termo composto de erro  $\ln v^j \varepsilon^j$  seja ortogonal aos regressores de (11)<sup>13</sup>, podemos estimar consistentemente por Mínimos Quadrados Ordinários<sup>14</sup> a demanda do eleitor mediano e os resíduos, nos quais temos especial interesse, já que os mesmos contêm informações  $v^j$  sobre a imprecisão dos dirigentes locais em atenderem a demanda do eleitor mediano.

## 1.2 Erros de percepção dos candidatos à reeleição em relação à demanda mediana

De acordo com o teorema do eleitor mediano, os candidatos com maior probabilidade de se elegerem são aqueles cuja cesta ofertada de bens e serviços se aproxima mais das preferências do eleitor mediano. Em um contexto em que há possibilidade de reeleição, supomos, então, que a cesta de bens ofertada pelo candidato a um segundo mandato é percebida pelos eleitores como idêntica à cesta ofertada no mandato anterior. Portanto, é razoável supor também que a magnitude do erro de percepção dos candidatos à reeleição em um primeiro mandato, em relação à demanda mediana, influencie negativamente a proporção de votos recebidos e a probabilidade de reeleição.

De fato, não conhecemos os valores dos erros de percepção  $v^j$ . Podemos, no entanto, estimar o resíduo de (11):

$$\widehat{\ln v^j \varepsilon^j} = \widehat{\ln e^j} - \widehat{\ln e^j} \quad (12)$$

em que a ênfase denota o valor estimado. Sabemos também que:

$$\widehat{\ln v^j \varepsilon^j} = \widehat{\ln v^j} + \widehat{\ln \varepsilon^j} = \widehat{\ln v^j} + \varepsilon_0 \quad (13)$$

Mas, o interesse reside na magnitude de  $\widehat{\ln v^j}$ , que não pode ser estimada separadamente. Uma hipótese forte seria a de que fatores não observáveis  $\varepsilon^j$  não exercem influência sobre a demanda e, portanto,  $\widehat{\ln v^j \varepsilon^j} = \widehat{\ln v^j}$ .

Outra possibilidade seria supor que  $\widehat{\ln v^j \varepsilon^j} = \widehat{\ln v^j} + \varepsilon_0$  possa ser considerada uma variável medida com erro. Assim, para obter uma medida de magnitude do erro de percepção do candidato à reeleição, podemos elevar essa última expressão ao quadrado e, denominando essa variável como “desvio” para efeito de simplificação, obtemos:

$$desvio = (\widehat{\ln v^j \varepsilon^j})^2. \quad (14)$$

Nesse caso, supondo que a variável *desvio* contenha erro de medida, em um modelo de regressão linear no qual essa variável é uma das explicativas, seu coeficiente será inconsistente. Mas o viés, nesse caso, se dará em direção a zero, ou seja, será “atenuado”. Resultados não significativos podem estar

<sup>13</sup> Ressalta-se também que dado  $\ln v^j \varepsilon^j = \ln v^j + \ln \varepsilon^j$ , por hipótese, os dois termos do lado esquerdo não são correlacionados com os regressores e não são correlacionados entre si.

<sup>14</sup> Supondo, adicionalmente, que não haja auto-correlação espacial como admitem Mendes e Sousa (2006) e nem viés de Tiebout como admitem Gramlich e Rubinfeld (1982) e Rubinfeld, Shapiro e Roberts (1987).

subestimados, em módulo, de modo que não podemos rejeitar a hipótese do coeficiente ser igual a zero. Se, no entanto, o interesse residir somente no sinal do coeficiente, estimativas que produzam coeficientes significativos cumprem seu papel, mesmo que viesadas em direção a zero. Além disso, os coeficientes de variáveis medidas com erro elevadas ao quadrado também sofrem de atenuação.

Contudo, o efeito de variáveis explicativas medidas com erro em modelos não lineares são menos conhecidos na literatura. Edgerton e Jochumzen (2003) mostram, por meio de simulações, que em modelos de escolha binária (*Probit*, por exemplo), o coeficiente de uma variável explicativa medida com erro também sofre atenuação. Como será visto na próxima subseção, utilizaremos métodos não lineares de estimação nos quais a variável *desvio* deverá entrar como explicativa, portanto, é possível que haja atenuação.

Dessa forma, supondo que  $\ln \widehat{v^j \varepsilon^j} = \widehat{\ln v^j}$  ou  $\ln \widehat{v^j \varepsilon^j} = \widehat{\ln v^j} + \varepsilon_0$ , esperamos encontrar o verdadeiro sinal do coeficiente da regressão da proporção de votos e da probabilidade de reeleição sobre variável *desvio*, ou seja, esperamos estimar o efeito da magnitude do erro de percepção em relação à demanda mediana sobre o resultado eleitoral. Para isso, utilizamos modelos de seleção de Heckman, já que os candidatos se auto-selecionam para concorrerem às eleições.

### 1.3 Modelos de seleção: estimação do desempenho na reeleição

Conforme mencionado anteriormente, estimaremos o impacto da variável *desvio* sobre a proporção de votos do candidato à reeleição e sobre a probabilidade de reeleição. O objetivo é obter evidências acerca da validade do modelo do eleitor mediano – para isso ocorrer, os testes empíricos deverão mostrar que quanto mais distante o nível efetivamente ofertado de bens públicos estiver da demanda do eleitor mediano, pior será o desempenho eleitoral do prefeito candidato à reeleição.

Doi (1999) realiza, para o caso das eleições de governantes subnacionais japoneses, um teste parecido com o que será feito, utilizando o módulo do resíduo para estimar o impacto sobre a probabilidade de reeleição por meio do método *Probit*. Contudo, o autor não considera o problema de viés de seleção implícito ao processo de reeleição – o prefeito só se candidata à reeleição se ele acreditar que tem uma boa probabilidade de se reeleger, gerando-se, assim, um viés semelhante ao demonstrado pelo texto clássico de Heckman (1979). Dessa forma, o estudo dos determinantes da reeleição sem considerar o problema de auto-seleção, levaria a resultados enviesados.

Mendes e Rocha (2004), apesar de não abordarem a questão da demanda do eleitor mediano, alertam para o problema de viés de seleção ao estimarem determinantes da proporção de votos<sup>15</sup> e da probabilidade de reeleição para prefeitos utilizando dados referentes ao ano de 2000. Os autores utilizam o Modelo de Seleção de Heckman para o caso da variável dependente ser contínua e o método *Probit* com seleção para o caso da variável dependente ser binária. Assim, conseguem estimar consistentemente os determinantes da proporção de votos e da probabilidade de reeleição.

Propomos, então, a seguinte especificação para a equação referente à variável dependente contínua *proporção de votos* do candidato à reeleição no município *j* (modelo 1):

$$\ln(\text{proporção de votos}^j) = X_1^j \beta + \varphi \text{desvio}^j + u^j \quad (15)$$

$$\text{candidato}^j = 1[X_2^j \alpha + v^j > 0] \quad (16)$$

A expressão (15) é a equação de interesse que fornecerá o parâmetro  $\varphi$  referente à variável *desvio* e o  $X_1^j$  é um vetor linha de variáveis explicativas referentes ao município *j* ou ao candidato dessa localidade. A expressão (16) consiste na equação de seleção, de modo que a variável dependente dessa equação, *candidato*<sup>*j*</sup>, é sempre observada e assume valores iguais a zero se o prefeito no poder não for

<sup>15</sup> Na verdade, utilizam uma variável denominada *força*, que consiste na proporção recebida de votos pelo candidato à reeleição do município *j* multiplicada pela quantidade de candidatos ao cargo de prefeito.

candidato à reeleição e um se for candidato. O vetor linha de variáveis explicativas  $X_2^j$  determina a candidatura, devendo incluir ao menos uma variável excluída de (15) – no presente artigo, essa variável é a proporção de candidatos à reeleição na mesma microrregião, que será apresentada mais adiante. A variável dependente em (15) *proporção de votos*<sup>j</sup> só é observada se  $candidato^j = 1$ . O método de estimação para identificar (15) é o método de Heckman (ou *Heckit*), em que:

$$E(\textit{proporção de votos}^j | X^j, \textit{candidato}^j = 1) = X_1^j \beta + \varphi \textit{desvio}^j + \gamma_1 \lambda(X_2^j \alpha) \quad (17)$$

no qual  $\lambda(\cdot)$  é a razão inversa de Mills. Ressalta-se que o método de Heckman permite que estimemos consistentemente os parâmetros do modelo e, em especial, o parâmetro  $\varphi$  da variável *desvio*.

No caso da estimação do impacto do *desvio* sobre a probabilidade de reeleição, devemos utilizar o método *Probit* com Seleção. As especificações das equações principais e de seleção nesse caso (modelo 2) são:

$$\textit{reeleito}^j = 1[X_1^j \beta + \varphi \textit{desvio}^j + u^j > 0] \quad (18)$$

$$\textit{candidato}^j = 1[X_2^j \alpha + v^j > 0] \quad (19)$$

em que a variável *reeleito*<sup>j</sup> assume valor igual a 0 se o prefeito não for reeleito e 1 se for reeleito. Assim, essa variável só é observada se  $candidato^j = 1$ . Os coeficientes, apesar de estarem denotados pelo mesmo símbolo (para simplificação), serão diferentes, uma vez que a equação (18) tem a variável binária dependente *reeleito*<sup>j</sup> em contraposição a variável contínua *proporção de votos*<sup>j</sup> em (15).

Apesar das equações (15) e (18) serem diferentes, o intuito delas é o mesmo: testar o modelo do eleitor mediano. Um sinal negativo do coeficiente da variável *desvio* implica que os resultados empíricos dão suporte a esse modelo. É importante ressaltar, mais uma vez, que o coeficiente  $\varphi$  deve ser interpretado como o impacto do tamanho do erro de percepção em relação à demanda mediana sobre o desempenho eleitoral (maior proporção de votos obtidos ou maior probabilidade de reeleição).

Deve-se apontar, também, que as variáveis contínuas são utilizadas em suas formas logarítmicas para evitar problemas decorrentes da grande variação destas e da baixa variação das variáveis dicotômicas. Tal opção geraria problemas se as variáveis contínuas assumissem o valor zero, o que não ocorre, conforme pode ser observado nas tabelas A.1 e A.2 do Apêndice.

Por fim, dada a possibilidade de atenuação nos coeficientes dos modelos *Heckit* e *Probit com seleção* em virtude de erros de medida, nosso interesse reside no sinal dos coeficientes e não em suas magnitudes. Acreditamos que isso seja suficiente para a validade dos testes propostos.

## 2 Definição das variáveis

As variáveis utilizadas nas estimações da demanda e dos modelos de seleção referem-se ao ano de 2000. A opção por este ano deveu-se a dois fatores: 2000 foi o momento de realização do último Censo Demográfico do IBGE, o que permitiu a obtenção de dados para a estimação da demanda mediana nesse ano que, coincidente e providencialmente, foi um ano de eleições municipais, o primeiro com a possibilidade de reeleição<sup>16</sup>. Assim, conforme apontam Mendes e Rocha (2004), todos os prefeitos eleitos em 1996, que não fossem impedidos por alguma instituição pública, estariam aptos a concorrer à reeleição no pleito em 2000 e estes já sabiam disso nos momentos iniciais de seus primeiros mandatos, podendo definir suas estratégias de governo visando essa possibilidade.

Os dados referentes ao gasto público local são provenientes do Finbra, banco de dados com informações fiscais anuais dos estados e municípios brasileiros, disponibilizado pela Secretaria do Tesouro Nacional. Além do gasto total e corrente, consideraremos também outros grupos de despesas

<sup>16</sup>Conforme apontado na introdução, a emenda Constitucional n.º 16 (“Emenda da Reeleição”) foi promulgada em 1997.

como variáveis dependentes, visando verificar se o modelo para a demanda é razoavelmente estável de acordo com o grupo de bens considerados e estimar o parâmetro de congestionamento para cada grupo de bens, o que é bastante informativo. Também nos interessa verificar se os erros de percepção em relação à demanda mediana são mais ou menos punidos no processo eleitoral de acordo com os tipos de bens considerados. Os bens podem ser classificados, de acordo com Oxley e Martin (1991, *apud* SANZ; VELÁZQUEZ, 2002, p.24), em *meritórios*, *puros*, *serviços econômicos* e *bem-estar*. Procuramos adaptar a classificação dos autores de acordo com as informações disponíveis para os municípios brasileiros, mas algumas diferenças são inevitáveis em virtude da forma de agregação dos dados no Finbra. Portanto, serão estimadas demandas com as seguintes variáveis dependentes, todas em termos *per capita*<sup>17</sup>:

- despesa total: despesa orçamentária municipal;
- despesa corrente: despesa total excluindo a despesa de capital;
- bens meritórios: somatório das despesas com educação, cultura, habitação, urbanismo, saúde e saneamento básico;
- bens puros: somatório das despesas com legislativo, judiciário, planejamento e segurança pública;
- serviços econômicos: somatório das despesas com agricultura, indústria, comércio, transporte, desenvolvimento regional, energia, recursos minerais, comunicações e outras;
- bem-estar: gastos com assistência e previdência.

Nas estimações das demandas do eleitor mediano, serão utilizadas as seguintes variáveis explicativas baseadas na literatura especializada— dados coletados, em sua maioria, no Censo Demográfico de 2000 do IBGE<sup>18</sup>:

- renda: renda domiciliar *per capita* mediana. Dada a dificuldade em estimar exatamente a alíquota nacional  $\bar{\theta}$ , suporemos que o montante recebido de transferências e o imposto nacional pagos são iguais e, portanto, usaremos a renda mediana conforme definido anteriormente como *proxy* da renda mediana líquida  $y_i^{jL}$  original no modelo de demanda;
- tax price: de acordo com Mendes e Sousa (2006), definido como a razão entre as rendas mediana e média. Nossa expressão original para essa variável envolvia também o nível de preços de bens públicos  $q^j$  e o termo referente à população do município  $n^{j-1}$ , mas após tomarmos o logaritmo desse termo composto, podemos estimar os coeficientes de cada variável separadamente e ainda assim identificar a elasticidade-preço da demanda por bem público;
- população: população de cada município;
- salário privado: salário médio do setor privado, utilizado como uma *proxy* para o nível de preços do setor privado, conforme Bergstrom, Rubinfeld e Shapiro (1982);
- salário público: salário médio do setor público, utilizado como uma *proxy* para o nível de preços do setor público, também conforme Bergstrom, Rubinfeld e Shapiro (1982);
- densidade: densidade populacional de cada município;
- capitais: *dummy* que assume valor um se o município for uma capital estadual e zero caso contrário;
- taxa de ocupação: proporção de pessoas ocupadas no domicílio com 18 anos ou mais;
- residência: percentual de pessoas que residem no município há mais de cinco anos;
- não-brancos: percentual de indivíduos não-brancos vivendo no município;
- jovens: percentual de pessoas com menos de 18 anos;
- idosos: percentual de pessoas com mais de 65 anos;
- unidades básicas: número de unidades básicas de saúde;
- matriculados: número de alunos matriculados na rede municipal;
- variação da população: variação percentual da população de cada município entre 1991 e 2000;

<sup>17</sup> A tabela A1 do Apêndice apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para estimar as demandas medianas.

<sup>18</sup> Somente as variáveis *densidade*, *matriculados* e *unidades básicas* não foram construídas com base em dados do Censo Demográfico de 2000. O número de matriculados foi obtido junto ao Instituto Nacional de Pesquisas Educacionais “Anísio Teixeira” (Inep/MEC); a quantidade de unidades básicas foi obtida junto ao DATASUS e a densidade populacional foi obtida junto ao IBGE.

- dummies estaduais: *dummies* para cada estado, sendo São Paulo o estado excluído para comparação.

Os dados utilizados para as estimações dos modelos com seleção foram obtidos no banco de dados eleitorais organizado e disponibilizado pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE), sendo exceções duas variáveis explicativas (município novo e município dividido) obtidas no IBGE. As variáveis dependentes dos modelos de seleção estimados serão as seguintes:

- proporção de votos: razão entre o número de votos obtidos pelo candidato e o número total de votos no município em 2000;
- reeleito: variável binária que assume o valor um se o prefeito foi reeleito em 2000 e zero caso contrário;
- candidato: variável binária que assume valor um se o prefeito eleito em 1996 se candidatou à reeleição em 2000 e zero caso contrário.

As variáveis explicativas na estimação dos modelos com seleção são:

- proporção de votos em 1996: razão entre o número de votos obtido pelo candidato e o número total de votos no município em 1996;
- mudança de partido: *dummy* que assume valor um se o prefeito disputou a reeleição em 2000 por um partido diferente daquele pelo qual venceu a eleição em 1996 e zero caso contrário;
- partido do presidente: *dummy* que assume valor um se o prefeito disputou a reeleição em 2000 pelo partido do Presidente da República e zero caso contrário;
- adversário do presidente: *dummy* que assume o valor um se o prefeito disputou a reeleição em 2000 contra um adversário pertencente ao partido do presidente e zero caso contrário;
- partido do governador: *dummy* que assume o valor um se o prefeito disputou a reeleição em 2000 pelo partido do Governador de seu respectivo Estado e zero caso contrário;
- adversário do governador: *dummy* que assume o valor um se o prefeito disputou a reeleição em 2000 pelo partido que foi, dois anos antes, segundo colocado nas eleições para governador de seu respectivo Estado e zero caso contrário;
- município novo: *dummy* que assume o valor um se o candidato disputou a eleição em um município criado entre 1993 e 1996 – primeira eleição para prefeito em 1996 – e zero caso contrário;
- município dividido: *dummy* que assume o valor um se o candidato disputou a eleição em um município que perdeu parte de seu território durante o mandato do prefeito eleito em 1996 – de 1997 a 2000 – e zero caso contrário;
- reeleitos na microrregião: proporção de municípios pertencentes à mesma microrregião do município de referência nos quais o prefeito foi reeleito em 2000;
- candidatos na microrregião: proporção de municípios pertencentes à mesma microrregião do município de referência nos quais o prefeito foi candidato à reeleição em 2000 – essa é a variável que será utilizada apenas para explicar a candidatura;
- idade: idade do candidato em 2000;
- idade média: idade média dos candidatos a prefeito no respectivo município em 2000;
- número de candidatos: número de candidatos que disputaram a eleição no município em 2000;
- desvio: resíduo da estimação da equação (11) elevado ao quadrado – ao estimarmos (11) com variáveis dependentes distintas (*despesa total*, *despesa corrente*, *bens meritórios*, *bens puros*, *serviços econômicos* e *bem-estar*), obtemos uma variável *desvio* diferente para cada caso, sendo que cada uma delas serão utilizadas para estimar as equações (15) e (18).

A tabela A2 do apêndice apresenta as estatísticas descritivas das variáveis, dependentes e explicativas, dos modelos de seleção – excetuando-se a variável desvio, que será analisada na próxima seção. Alguns aspectos podem ser destacados: (i) os mínimos das variáveis contínuas são diferentes de zero, o que não prejudica a utilização dessas variáveis na forma logarítmica e (ii) o número de candidatos eleitos em 1996, que consta na amostra a ser utilizada, é de 5.401 municípios, sendo que 65% destes disputaram a reeleição em 2000 (3.521) e 58% foram reeleitos (2.044).

Por último, uma ressalva deve ser feita: a literatura especializada aponta diversas variáveis como determinantes do resultado em uma eleição, mas, no presente trabalho, tivemos que utilizar um conjunto restrito. Por um lado, há variáveis que não serão incorporadas nas estimações devido à ausência de informações disponíveis. É o caso, por exemplo, da idade dos prefeitos que não se candidataram à reeleição, dos gastos na campanha, que influenciam o resultado das eleições, e do envolvimento do prefeito em crimes, uma importante variável que impacta sobre a decisão de candidatura à reeleição – essa decisão não é apenas do prefeito, uma vez que este pode ter sido impedido de concorrer pelas instituições públicas. Portanto, uma séria restrição dos modelos a serem estimados é que não é possível diferenciar se a decisão de candidatura foi tomada pelo prefeito, em função de sua previsão de reeleição, ou por instituições públicas, em função de algum crime que levou à perda de direitos políticos. Dessa forma, para a validade das estimativas deste trabalho, é necessário supor que essas variáveis omitidas não estejam correlacionadas com os regressores.

Por outro lado, devido ao interesse principal do artigo ser a avaliação do impacto do atendimento da demanda do eleitor mediano sobre o desempenho eleitoral de um prefeito candidato à reeleição, optamos por não utilizar algumas variáveis de *performance* do prefeito no primeiro mandato – mudanças de indicadores de acesso a serviços públicos, por exemplo – e de ciclo político – por exemplo, mudança do padrão de despesas em alguns anos devido a interesses eleitorais. A variável *desvio*, ao validar ou não a teoria do eleitor mediano, captará, de certa forma, tanto uma boa *performance* como uma eficiência nos gastos dos prefeitos.

### **3 Resultados do teste empírico para o modelo do eleitor mediano**

Nessa seção, apresentamos os resultados das estimações das demandas do eleitor mediano e dos modelos para o desempenho eleitoral considerando o problema de seleção. Primeiramente, reportamos as estimações das demandas (subseção 3.1). Estas são fundamentais para a realização do teste do modelo do eleitor mediano, pois fornecem os resíduos utilizados no cálculo da variável *desvio*, que busca medir o erro de percepção dos prefeitos em relação à demanda mediana. Em seguida, apresentamos o impacto da variável *desvio*, em suas diferentes versões (*despesa total*, *despesa corrente*, *bens meritórios*, *bens puros*, *serviços econômicos* e *bem-estar*), sobre o desempenho eleitoral (subseção 3.2).

#### **3.1 Demanda do eleitor mediano**

Na tabela 1, encontram-se as estimativas por OLS com desvios-padrão robustos das demandas medianas por bens públicos utilizando as variáveis *despesa total* e *despesa corrente*. Em geral, os coeficientes obtidos apresentaram os sinais esperados, especialmente para as principais variáveis do modelo. As elasticidades-renda foram positivas, indicando que os bens públicos possuem características de bens normais. As elasticidades-preço, dadas pelos coeficientes do *tax price* baseado em Mendes e Sousa (2006), foram negativas, o que era esperado, dado que um aumento no preço de bens públicos deve levar a uma diminuição da demanda. As elasticidades populacionais foram negativas, indicando que quanto maior a população menor deve ser o gasto por habitante. As variáveis *proxies* dos níveis de preços público e privado, *salário público* e *salário privado*, também apresentaram sinais coerentes com o modelo teórico em (10). Um aumento no nível de preços públicos aumenta o dispêndio, enquanto o aumento no nível de preços do setor privado causa redução desse dispêndio.

Em geral, os coeficientes obtidos para as variáveis de controle também apresentaram os sinais esperados. As elasticidades da densidade populacional em relação à despesa per capita foram negativas, possivelmente por economias de escala na provisão de bens públicos. Os coeficientes da variável *capital* apresentaram sinais positivos, em torno de 1,0 para todas as estimações, indicando que o gasto *per capita* em capitais é praticamente o dobro dos demais municípios. Os coeficientes da variável *taxa de ocupação*, referente à proporção empregada de pessoas com mais de 18 anos no domicílio, apresentaram sinais

negativos, indicando que uma maior taxa de ocupação nos domicílios está associada a menores gastos per capita. Os coeficientes negativos da variável *residência* sugerem que quanto maior o percentual de pessoas vivendo no município há mais de cinco anos, menor deve ser o gasto *per capita*.

**Tabela 1**  
Resultados das estimações por OLS das equações de demanda do eleitor mediano

Variáveis Dependentes/ Variáveis Explicativas	Despesa Total	Despesa Corrente	Bens Meritórios	Bens Puros	Serviços Econômicos	Bem-Estar
Ln (Renda)	0,543 (0,000)	0,531 (0,000)	0,488 (0,000)	0,673 (0,000)	0,342 (0,001)	0,422 (0,000)
Ln ( <i>Tax Price</i> )	-0,258 (0,000)	-0,245 (0,000)	-0,209 (0,000)	-0,302 (0,000)	-0,312 (0,005)	-0,407 (0,000)
Ln (População)	-0,462 (0,000)	-0,452 (0,000)	-0,478 (0,000)	-0,451 (0,000)	-0,419 (0,000)	-0,379 (0,000)
Ln (Salário Privado)	-0,057 (0,000)	-0,046 (0,002)	-0,049 (0,002)	-0,015 (0,441)	-0,186 (0,000)	0,024 (0,442)
Ln (Salário Público)	0,083 (0,000)	0,085 (0,000)	0,074 (0,000)	0,109 (0,000)	0,106 (0,009)	0,039 (0,274)
Parâmetro de congestionamento $\gamma = \frac{\alpha + \eta + 1}{\eta + 1}$	0,380 (0,000)	0,402 (0,000)	0,396 (0,000)	0,355 (0,000)	0,390 (0,002)	0,361 (0,004)
Ln(Densidade)	-0,022 (0,002)	-0,025 (0,001)	-0,020 (0,008)	-0,013 (0,160)	-0,109 (0,000)	-0,013 (0,372)
Capitais	0,906 (0,000)	0,895 (0,000)	0,859 (0,000)	0,782 (0,000)	1,730 (0,000)	1,051 (0,000)
Taxa de Ocupação	-0,463 (0,000)	-0,465 (0,000)	-0,315 (0,004)	-0,862 (0,000)	-0,143 (0,560)	-0,245 (0,258)
Residência	-0,172 (0,208)	-0,104 (0,443)	-0,024 (0,869)	-0,535 (0,002)	-0,648 (0,0410)	0,551 (0,049)
Não-Brancos	0,281 (0,000)	0,290 (0,000)	0,272 (0,000)	0,544 (0,000)	-0,436 (0,000)	0,241 (0,025)
Jovens	-1,033 (0,001)	-0,898 (0,003)	-0,875 (0,006)	-1,309 (0,001)	-1,419 (0,043)	-1,809 (0,004)
Idosos	-4,321 (0,000)	-3,753 (0,000)	-4,095 (0,000)	-4,905 (0,000)	-2,383 (0,061)	-2,058 (0,067)
Ln(Unidades Básicas)	0,051 (0,000)	0,050 (0,000)	0,052 (0,000)	0,055 (0,000)	0,000 (0,993)	0,059 (0,010)
Ln(Matriculados)	0,163 (0,000)	0,161 (0,000)	0,211 (0,000)	0,098 (0,000)	0,095 (0,001)	0,140 (0,000)
Variação da População	-0,046 (0,148)	-0,067 (0,033)	0,004 (0,905)	-0,103 (0,011)	-0,110 (0,135)	-0,233 (0,000)
Constante	7,744 (0,000)	7,411 (0,000)	7,169 (0,000)	5,945 (0,000)	7,241 (0,000)	4,214 (0,000)
<i>Dummies</i> Estaduais	sim	sim	sim	sim	sim	sim
R <sup>2</sup>	0,45	0,46	0,38	0,41	0,43	0,29
Nº de Observações	4821	4821	4821	4820	4764	4751

Obs: *p*-valores entre parênteses.

Os coeficientes da variável *não-brancos*, em geral, indicam que uma proporção maior de indivíduos não-brancos está associada a um gasto *per capita* maior. Já uma maior proporção de jovens e idosos, implica em menores gastos per capita. Isso pode se dever ao efeito relacionado ao tamanho da coorte, que pode diminuir o volume de recursos *per capita* disponível.

Verificamos também, como esperado, que o número de matriculados e unidades básicas de saúde afeta positivamente a demanda por serviços públicos. A variação percentual da população, por sua vez, afeta negativamente a despesa *per capita*.

Os coeficientes, em sua maioria, corroboram os resultados encontrados na literatura que trata da estimação da demanda por serviços públicos. Somente idosos e taxa de ocupação apresentaram sinais contrários aos obtidos por Bergstrom e Goodman (1973). As magnitudes dos coeficientes são também bastante próximas das obtidas por estes autores e por Mendes e Sousa (2006).

De fato, as demandas medianas calculadas por Mendes e Sousa (2006) se baseiam no mesmo conjunto de dados utilizado por nós, mas com diferenças em relação às variáveis de controle consideradas, o que resulta em diferentes estimativas. Os coeficientes da elasticidade populacional, em especial, apresentaram uma diferença importante. Enquanto os autores encontraram valores em torno de -0,24, nossas estimativas produziram elasticidades ao redor de -0,45. Isso se reflete no cálculo dos parâmetros de congestionamento. Nossas estimativas desses parâmetros ficaram em torno de 0,37<sup>19</sup>, enquanto as dos autores ficam próximas a 0,7. Os graus de congestionamento encontrados em nossas estimativas são, portanto, razoavelmente baixos, o que implica um grau de publicidade dos bens mais alto comparativamente aos resultados encontrados tanto por Bergstrom e Goodman (1973) quanto por Mendes e Sousa (2006).

A classificação proposta por Oxley e Martin (1991, *apud* SANZ; VELÁZQUEZ, 2002, p.24) dos grupos de despesa de acordo com as características próximas dos bens, apresentada anteriormente, não revelou grandes disparidades. Mas, como era esperado, pode-se verificar que o grupo de bens meritórios apresenta maior congestionamento (0,396), enquanto o de bens puros é menos congestionado (0,355).

Por fim, supondo que as demandas foram estimadas consistentemente, podemos obter os resíduos que, elevados ao quadrado, nos fornecem uma medida da magnitude da incapacidade (ou do erro de percepção) dos dirigentes municipais em atender a demanda mediana. Portanto, cada demanda estimada na tabela 1 produz uma variável *desvio* diferente – *despesa total*, *despesa corrente*, *bens meritórios*, *bens puros*, *serviços econômicos* e *bem-estar*. Com isso, pudemos verificar se o erro de percepção é mais ou menos punido nas eleições dependendo do tipo de bem público considerado, o que será visto a seguir.

### 3.2 Modelos com seleção

Nessa subseção, apresentamos os resultados do teste empírico para o modelo do eleitor mediano. A tabela 2 apresenta tanto os resultados obtidos com as estimações pelo método de seleção de Heckman, cuja variável dependente é a *proporção de votos* (modelo I), como os resultados obtidos com as estimações pelo método *Probit* com seleção, cuja variável dependente, *reeleito*, indica o *status* de reeleição em 2000 (modelo II).

Em geral, quando significativos, os coeficientes dos modelos de seleção de Heckman (*Heckit*) e dos modelos *Probit com seleção* apresentam o mesmo sinal, o que é bastante razoável dado que a proporção de votos e o fato do prefeito ter sido reeleito ou não estão intimamente relacionados. Primeiramente, analisamos em detalhe os resultados obtidos para cada variável explicativa dos modelos para, em seguida, concluir com a análise do impacto de nossas variáveis de interesse (*desvio*).

A variável *proporção de votos em 1996* mede o desempenho do prefeito na eleição de 1996, momento em que foi eleito, ou seja, tenta medir o “patrimônio” de votos construído na eleição anterior. Os coeficientes positivos e significativos referentes a essa variável, tanto nas equações de interesse quanto nas de seleção, estão de acordo com a hipótese, defendida pela literatura, de que há eleitores fiéis a um partido ou candidato, independentemente da *performance* deste durante seu mandato, e que tais eleitores formariam o “estoque inicial” de votos com o qual o político contaria na campanha pela reeleição (PELTZMAN, 1992, MENDES; ROCHA, 2004) – ou seja, quanto maior a proporção de votos obtidos na primeira eleição (1996), maior a probabilidade de candidatura, maior a probabilidade de reeleição e maior a proporção de votos obtidos na próxima eleição (em 2000).

---

<sup>19</sup> Os desvios-padrão desses parâmetros foram calculados pelo “Método Delta”, que permitiu posteriormente que fizéssemos um teste t e reportássemos o *p-valores*.

Segundo Mendes e Rocha (2004), a variável *mudança de partido* pode indicar tanto uma fragilização da situação política do prefeito como um fortalecimento dessa situação. Os casos em que o prefeito perde espaço em um grande partido e migra para um de menor expressão são considerados como fragilização. O fortalecimento, por outro lado, ocorre nos casos em que o prefeito muda para um partido de maior expressão. A fragilização diminuiria a probabilidade de reeleição e a proporção de votos obtidos, já o fortalecimento faria o inverso. Os coeficientes negativos referentes a essa variável, nos dois modelos estimados – significativos apenas no primeiro –, mostram que as mudanças de partido ocorridas entre 1996 e 2000 causaram, na média, uma fragilização dos prefeitos, impactando negativamente no desempenho na reeleição.

*Partido do presidente, adversário do presidente, partido do governador e adversário do governador* são variáveis que tentam captar o impacto de ser ou não correligionário do presidente ou do governador sobre o resultado eleitoral de um prefeito candidato à reeleição. O fato de ser do mesmo partido do presidente ou do governador, além da transferência da popularidade destes para o prefeito, poderia facilitar o acesso a recursos federais ou estaduais, aumentando os gastos públicos, sem uma pressão por arrecadação, o que impactaria sobre o desempenho na reeleição. O contrário ocorreria para os adversários do presidente ou do governador.

No caso do presidente, os resultados não deixaram claro se o seu apoio melhora o desempenho eleitoral do candidato à reeleição – coeficientes estimados da variável *partido do presidente* não são significativos nos dois modelos, com sinais negativos quando se considera a variável dependente proporção de votos e positivos quando se considera a variável dependente reeleito. Contudo, enfrentar um candidato apoiado pelo presidente diminui a proporção de votos obtidos e a probabilidade de reeleição – coeficientes da variável *adversário do presidente* são negativos e significativos nos dois modelos.

No caso do governador, os coeficientes positivos da variável *partido do governador* – significativos apenas no primeiro – mostram que o apoio deste impacta positivamente no desempenho na reeleição. Disputar a reeleição pelo partido que foi, dois anos antes, segundo colocado nas eleições para governador de seu respectivo Estado não diminui o desempenho na reeleição – coeficientes da variável *adversário do governador* são positivos e não significativos nos dois modelos.

De acordo com Mendes e Rocha (2004), indivíduos que lideram movimentos emancipacionistas bem-sucedidos passam a usufruir de grande prestígio político, o que poderia viabilizar sua candidatura e eleição como prefeito, assim como sua posterior reeleição. Além disso, um município novo “não possui dívidas ou problemas herdados do passado, já nasce com transferências federais garantidas e pode agradar um grande número de eleitores ao realizar obras para instalar a nova prefeitura e a câmara de vereadores e ao contratar novos funcionários municipais” (p. 23). Os coeficientes positivos e significativos da variável *município novo*, nas duas equações (principais e de seleção), comprovam essa hipótese.

Por outro lado, “é possível que os prefeitos de municípios que perderam parte de seus territórios, em função da emancipação de distritos que se transformaram em novos municípios, tenham perdido prestígio político” (MENDES; ROCHA, 2004, p 23). Ou seja, prefeitos de municípios divididos teriam uma menor probabilidade de se candidatarem, uma menor proporção de votos e uma menor probabilidade de reeleição. Os resultados obtidos, contudo, não confirmam essa hipótese – coeficientes da variável *município dividido* não são significativos nas equações principais e de seleção, sendo positivos com a variável dependente proporção de votos e negativos com a variável dependente reeleito.

As variáveis *reeleitos na microrregião e candidatos na microrregião* buscam captar a influência de fatores comuns aos municípios vizinhos sobre cada um dos municípios – por exemplo, “uma microrregião que esteja sofrendo uma crise na economia local tenderia a ter um percentual menor de reeleição, enquanto outra região, onde houve um grande investimento federal, poderia apresentar índices mais elevados de reeleição” (MENDES; ROCHA, 2004, p. 22). Assim, quanto maior a proporção de candidatos à reeleição na microrregião, maior seria a probabilidade de um prefeito também se candidatar, e quanto maior a proporção de prefeitos reeleitos, maior seria a proporção de votos obtidos por este e maior seria sua probabilidade de reeleição. Os coeficientes positivos e significativos dessas variáveis, nos dois modelos, comprovam a essa hipótese. Ressalta-se também que *candidatos na microrregião* é a variável excluída das equações de interesse (15) e (18) e incluída nas de seleção (16) e (19).

**Tabela 2**  
**Resultados das estimações dos modelos com seleção**

Variável Dependente / Variáveis Explicativas	MODELO 1 ( <i>Heckit</i> )			MODELO 2 ( <i>Probit</i> com seleção)		
	Variável Dependente: Proporção de Votos			Variável Dependente: Reeleito		
Ln (Proporção de Votos em 1996)	0,486 (0,000)	0,485 (0,000)	0,488 (0,000)	1,224 (0,000)	1,223 (0,000)	1,209 (0,000)
Mudança de Partido	-0,050 (0,001)	-0,050 (0,001)	-0,051 (0,001)	-0,008 (0,835)	-0,008 (0,836)	0,002 (0,954)
Partido do Presidente	-0,006 (0,715)	-0,006 (0,720)	-0,007 (0,682)	0,065 (0,146)	0,065 (0,145)	0,062 (0,166)
Adversário do Presidente	-0,108 (0,000)	-0,108 (0,000)	-0,110 (0,000)	-0,112 (0,020)	-0,111 (0,020)	-0,117 (0,015)
Partido do Governador	0,059 (0,000)	0,059 (0,000)	0,061 (0,000)	0,020 (0,611)	0,020 (0,611)	0,021 (0,601)
Adversário do Governador	0,031 (0,122)	0,031 (0,123)	0,030 (0,149)	0,060 (0,240)	0,060 (0,241)	0,073 (0,156)
Município Novo	0,147 (0,000)	0,147 (0,000)	0,143 (0,000)	0,628 (0,000)	0,628 (0,000)	0,633 (0,000)
Município Dividido	-0,016 (0,822)	-0,016 (0,822)	-0,019 (0,800)	0,044 (0,843)	0,044 (0,843)	0,071 (0,752)
Ln (Reeleitos na Microrregião)	0,219 (0,000)	0,219 (0,000)	0,222 (0,000)	1,032 (0,000)	1,032 (0,000)	1,043 (0,000)
Ln (Idade)	-0,526 (0,000)	-0,525 (0,000)	-0,516 (0,000)	-1,068 (0,000)	-1,068 (0,000)	-1,023 (0,000)
Ln (Idade Média)	0,263 (0,000)	0,263 (0,000)	0,238 (0,000)	0,440 (0,010)	0,440 (0,010)	0,382 (0,026)
Ln (Número de Candidatos)	-0,078 (0,010)	-0,078 (0,009)	-0,077 (0,011)	0,373 (0,000)	0,373 (0,000)	0,357 (0,000)
Desvio-Despesa Total	-0,012 (0,001)			-0,010 (0,312)		
Desvio-Despesa Corrente		-0,011 (0,001)			-0,009 (0,319)	
Desvio-Bens Meritórios			-0,023 (0,175)			-0,046 (0,341)
Desvio-Bens Puros			0,019 (0,253)			0,041 (0,337)
Desvio-Serviços Econômicos			-0,013 (0,000)			-0,012 (0,179)
Desvio-Bem-Estar			0,005 (0,271)			0,000 (0,975)
Constante	-0,250 (0,228)	-0,251 (0,227)	-0,200 (0,341)	-1,109 (0,050)	-1,109 (0,050)	-1,103 (0,055)
<b>Variável Dependente: Candidato (candidatura em 2000)</b>						
Ln (Proporção de Votos em 1996)	0,217 (0,018)	0,217 (0,018)	0,211 (0,022)	0,248 (0,007)	0,248 (0,007)	0,242 (0,008)
Município Novo	0,527 (0,000)	0,527 (0,000)	0,531 (0,000)	0,536 (0,000)	0,536 (0,000)	0,544 (0,000)
Município Dividido	0,278 (0,186)	0,278 (0,186)	0,272 (0,200)	0,284 (0,175)	0,284 (0,175)	0,280 (0,184)
Ln (Candidatos na Microrregião)	1,875 (0,000)	1,875 (0,000)	1,867 (0,000)	1,793 (0,000)	1,793 (0,000)	1,785 (0,000)
Constante	-7,319 (0,000)	-7,320 (0,000)	-7,303 (0,000)	-6,960 (0,000)	-6,960 (0,000)	-6,945 (0,000)
Coef. Inv. Mills	0,213 (0,000)	0,213 (0,000)	0,218 (0,000)	1,661 (0,000)	1,662 (0,000)	1,676 (0,000)

Obs: *p*-valores entre parênteses.

Os coeficientes negativos e significativos da variável *idade*, nos dois modelos, mostram que candidatos mais velhos têm um resultado inferior na reeleição – menor proporção de votos e menor probabilidade de reeleição. Esse resultado pode derivar do fato de muitos eleitores serem aversos ao risco de reeleger um prefeito idoso que teria uma probabilidade maior de não completar o mandato. Os coeficientes positivos e significativos, nos dois modelos, da variável *idade média* complementam esse resultado – quanto maior a idade média dos candidatos, melhor será o desempenho eleitoral de um prefeito candidato à reeleição.

Conforme foi apontado anteriormente, a literatura especializada defende que o candidato à reeleição já possui um “patrimônio” de votos decorrentes da eleição anterior – eleitores fiéis a um partido ou a um candidato. Dessa forma, o prefeito-candidato possui uma vantagem sobre os outros, que devem disputar os demais votos – o prefeito também disputa. Quanto maior o número de candidatos, mais esses votos “disponíveis” são fracionados – maior fracionalização –, o que poderia resultar em uma maior probabilidade de reeleição, mesmo com uma menor proporção de votos. Essa hipótese é confirmada pelos coeficientes significativos da variável *número de candidatos*, negativos no caso da variável dependente proporção de votos e positivos no caso da variável dependente reeleito.

Por fim, os coeficientes das variáveis *desvio-despesa total* e *desvio-despesa Corrente* no modelo 1, cuja variável dependente é a proporção de votos, apresentaram sinais negativos a 1%. Esse resultado é favorável à teoria do eleitor mediano, pois indica que erros de percepção ou desvios em relação a demanda mediana diminuem a proporção de votos dos candidatos a reeleição. Quando considerados os desvios em relação a *bens meritórios*, *bens puros*, *serviços econômicos* e *bem-estar*, verificamos um sinal negativo e significativo somente para *desvio-serviços econômicos* – os coeficientes das demais variáveis foram todos não significativos a um nível de 10%. Isso pode se dever ao fato de que as despesas que compõem esse grupo (agricultura, indústria, comércio, transporte, desenvolvimento regional, energia, recursos minerais, comunicações e outras) só podem ser fornecidas pelo governo local, não há como substituir o gasto público pelo privado como seria possível no caso de bens meritórios tais como saúde e educação.

Os coeficientes do modelo 2, referentes ao método *Probit com seleção*, apesar de apresentarem os mesmos sinais verificados nos modelos de Heckman (modelo 1), não foram, em nenhum caso, estatisticamente significativos a 10%. Como mencionado anteriormente, esses resultados podem sofrer atenuação se as variáveis *desvio* puderem ser consideradas como medidas com erro, o que aumentaria a probabilidade de cometer o erro do tipo II. De qualquer forma, se pudermos considerar que as variáveis de interesse são medidas com erro, ou ainda, se não houver outros fatores afetando a distúrbância de (11) além de erros de percepção, tal que  $\ln \widehat{v^j} \varepsilon^j = \ln \widehat{v^j}$ , os resultados das estimações indicam que o modelo do eleitor mediano é realmente válido para os municípios brasileiros.

## **Considerações finais**

Nesse trabalho, buscamos testar o Modelo do Eleitor Mediano para o caso dos municípios brasileiros. De acordo com esse modelo, quanto mais distante a cesta efetivamente ofertada estiver da demanda mediana, menores devem ser as chances do candidato se eleger. Assim, para a realização do teste empírico tivemos, em primeiro lugar, que estimar a demanda do eleitor mediano por bens públicos. A estimação dessa demanda se baseou na hipótese de que os dirigentes municipais não têm informação perfeita, ou seja, cometem erros de percepção em relação ao verdadeiro valor da demanda mediana. Como a “Emenda da Reeleição” permitiu, a partir de 1998, que o presidente, prefeitos e governadores, concorressem à eleição, pudemos mensurar a cesta ofertada desses candidatos como sendo idêntica ao gasto efetivamente observado no ano de 2000, quando ocorreram as eleições. Com isso, conseguimos estimar uma medida do tamanho do erro de percepção dos candidatos à reeleição.

Para que o teste fosse válido, pelo menos uma de duas suposições deveria ser verificada em relação à nossa medida de erro de percepção (denominada *desvio*). Uma delas é que o resíduo estimado da

demanda é puramente fruto de erros de percepção, o que é consideravelmente forte. A outra, é que o resíduo estimado e elevado ao quadrado (que corresponde à variável *desvio*) possa ser considerado uma variável medida com erro.

Se a primeira hipótese se verificar, conseguimos estimativas consistentes do impacto da variável *desvio* sobre a proporção de votos e a probabilidade de reeleição utilizando os métodos de seleção de Heckman (*Heckit*) e *Probit com seleção*. Se, por outro lado, a variável *desvio* puder ser considerada como medida com erro, obtemos coeficientes “atenuados” (viesados em direção a zero). Isso, apesar de não ser o melhor dos cenários, não invalida os resultados, pois coeficientes significativos dão o sinal correto para as estimações. Portanto, se o interesse residir somente na direção, como é o caso deste trabalho, é possível obter conclusões válidas das estimações.

Os resultados encontrados nesse trabalho, com base em dados municipais do Censo Populacional do IBGE e do TSE referentes ao ano de 2000, validaram o Modelo do Eleitor Mediano para o caso dos municípios brasileiros. Verificamos que um aumento na magnitude do erro de percepção dos dirigentes municipais candidatos à reeleição em relação à cesta mediana demandada, tem um impacto negativo sobre a proporção de votos recebidos pelo candidato, o que é exatamente a idéia do modelo do eleitor mediano. Por outro lado, os resultados referentes à probabilidade de reeleição utilizando o método *Probit* com seleção não foram significativos, mas ressaltamos que podem estar atenuados.

Por fim, ao considerarmos diferentes grupos de bens, verificamos que desvios em relação à demanda mediana por serviços econômicos (agricultura, indústria, comércio, transporte, desenvolvimento regional, energia, recursos minerais, comunicações e outras) podem ser mais severamente punidos pelos eleitores do que desvios em relação à demanda mediana por outros grupos de bens.

## **Referências bibliográficas**

- BLACK, D. “On the Rationale of Group Decision-making” *The Journal of Political Economy*, Vol. 56, No. 1 (Feb., 1948), pp. 23-34.
- BERGSTROM, T.C.; GOODMAN, R.P. “Private Demands for Public Goods”. *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3. (Jun., 1973), p. 280-296.
- BERGSTROM, T.C.; RUBINFELD, D. L.; SHAPIRO, P. “Micro-Based Estimates of Demand Functions for Local School Expenditures”. *Econometrica*, Vol. 50, No. 5, (Sep., 1982), p. 1183-1205.
- BORCHERDING, T.E.; DEACON, R.T. “The Demand for the Services of Non-Federal Governments”. *The American Economic Review*, Vol. 62, No. 5, (Dec., 1972), p. 891-901.
- BOWEN, H. "The Interpretation of Voting in the Allocation of Economic Resources," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 58, No 1, (Nov., 1943), p. 27-48.
- DOI, T. “Empirics of the median voter hypothesis in Japan”, *Empirical Economics*, Springer, Vol. 24, (Apr., 1999), p. 667-691.
- DOWNS, A. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper, 1957.
- EDGERTON, D.; JOCHUMZEN, P. “Estimation in Binary Choice Models with Measurement Errors”. *Working Papers Series, Department of Economics, Lund University*, No. 4 (Apr., 2003), p. 1-64.
- FEREJOHN, J. “Incumbent performance and electoral control”. *Public Choice* 50: 5-25, 1986.
- GRAMLICH, E. M.; RUBINFELD, D. L. “Micro Estimates of Public Spending Demand Functions and Tests of the Tiebout and Median Voter Hypotheses”. *The Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 3, (Jun., 1982), p. 536-560.
- GREENE, W.H. *Econometric Analysis*. 3ª ed. New Jersey, Prentice Hall, 1997.

- HECKMAN, J. J. "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, Vol. 47, No. 1 (Jan., 1979), p. 153-161.
- INMAN, R.P. "Testing Political Economy's 'As If' Proposition: Is the Median Income Voter Really Decisive?" *Public Choice* 33, No. 4 (1978), p. 45-65.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Métodos Econométricos*. 4ª ed. Lisboa, Mc Graw Hill, 2001.
- MENDES, C.C. A "Demanda por serviços públicos municipais no Brasil: a abordagem do eleitor mediano revisitada". Tese de doutorado apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília (Unb), 196 fls, 2005.
- MENDES, C.C.; SOUSA, M.C.S. "Estimando a Demanda por Serviços Públicos nos Municípios Brasileiros". *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 60, No 3 (Jul-Set, 2006), p. 281-296.
- MENDES, M. "Federalismo fiscal e crescimento do governo: evidências eleitorais para o Brasil". Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2004
- \_\_\_\_\_; ROCHA, C. A. A. "O que reelege um prefeito?". Textos para Discussão nº 7, Consultoria Legislativa do Senado Federal, Coordenação de Estudos, Brasília, abr. 2007.
- MENEGUIN, F. B. e BUGARIN, M. S.. "Reeleição e Política Fiscal: um Estudo dos Efeitos nos Gastos Públicos", *Economia Aplicada* 5(3): 600-22, 2001.
- MENEGUIN, F. B.; BUGARIN, M. S; CARVALHO, A. X. "O que leva um governante à reeleição?". Texto para Discussão nº 1.135, IPEA, Brasília, nov. 2005.
- NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. "Impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002)". Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2004
- PELTZMAN, S. "Voters as fiscal conservatives". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2 (May, 1992), p. 327-361.
- ROGOFF, K.; SILBERT, A. "Elections and macroeconomic policy cycles. *Review of Economic Studies*, 55: 1-16, 1988.
- RUBINFELD, D.L.; SHAPIRO, P.; ROBERTS, J. "Tiebout Bias and the Demand for Local Public Schooling". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 3, (Aug., 1987), p. 426-437.
- SAMUELSON, P. "The Pure Theory of Public Expenditure". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 36, No. 4, (Nov., 1954), p. 387-389.
- SANZ, I.; VELÁZQUEZ, F.J. "Determinants of the Composition of Government Expenditure by Functions". *European Economy Group Working Papers*, No. 13, (Feb., 2002), p. 1-27.
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 1 ed. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

## Apêndice

**Tabela A.1**  
Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações das demandas medianas

Variável / Estatísticas Descritivas	Número de Observações	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-Padrão
Despesa Total	5174	0,29	62.559,80	546,03	1.105,88
Despesa Corrente	5174	0,28	55.317,31	470,44	992,97
Bens Meritórios	5174	0,13	33.550,82	319,48	548,33
Bens Puros	5174	0,00	22.255,74	128,67	423,61
Serviços Econômicos	5174	0,00	2.931,04	61,78	81,21
Bem-Estar	5174	0,00	6.753,24	36,11	117,88
Renda Mediana	5507	0,00	580,00	113,49	59,54
Tax Price	5507	0,00	1,35	0,69	0,10
População em 2000	5174	795,00	10.406.116,00	31.399,63	190.513,90
Salário Privado	5174	70,16	1.833,83	349,99	125,03
Salário Público	5160	65,84	5.699,76	395,97	213,50
Densidade	5174	0,17	12.915,98	102,21	550,06
Taxa de Ocupação	5174	0,12	0,85	0,51	0,10
Residência	5174	0,32	1,00	0,89	0,07
Não-Brancos	5174	0,00	0,99	0,46	0,25
Jovens	5174	0,22	0,61	0,38	0,06
Idosos	5174	0,01	0,16	0,07	0,02
Unidades Básicas	5343	1,00	421,00	5,61	11,54
Matriculados	5340	6,00	607.853,00	3.124,01	12.836,90
Variação da população	5174	-0,52	3,44	0,11	0,24

Fonte: Finbra/STN (variáveis referentes à despesa); Inep/MEC (número de matrículas); Datasus (número de unidades básicas), IPEADATA (densidade populacional) e Censo Demográfico de 2000/IBGE (demais variáveis).

**Tabela A2**  
Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações dos modelos de seleção

Variável / Estatísticas Descritivas	Número de Observações	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-Padrão
Proporção de Votos	3.555	0,01	0,92	0,46	0,14
Reeleito	3.521	0,00	1,00	0,58	0,49
Candidato	5.401	0,00	1,00	0,66	0,47
Proporção de Votos em 1996	5.401	0,05	0,92	0,51	0,10
Mudança de Partido	3.566	0,00	1,00	0,29	0,46
Partido do Presidente	5.401	0,00	1,00	0,20	0,10
Adversário do Presidente	5.401	0,00	1,00	0,21	0,41
Partido do Governador	5.349	0,00	1,00	0,28	0,45
Adversário do Governador	5.349	0,00	1,00	0,18	0,38
Município Novo	5.401	0,00	1,00	0,09	0,29
Município Dividido	5.401	0,00	1,00	0,01	0,09
Reeleitos na Microrregião	3.521	0,00	100,00	38,36	17,51
Candidatos na Microrregião	5.401	0,00	100,00	66,02	18,53
Idade	3.605	24,00	83,00	49,33	9,27
Idade Média	5.382	27,00	76,00	47,76	6,38

Fonte: IBGE (variáveis *município novo* e *município dividido*) e Tribunal Superior Eleitoral (demais variáveis)