

# **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1197**

## **O PAPEL DA DEMANDA NA DESPESA PÚBLICA EM EDUCAÇÃO E SAÚDE EM MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

**Constantino Cronemberger Mendes  
Maria da Conceição Sampaio de Sousa**

Brasília, julho de 2006



# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1197**

## **O PAPEL DA DEMANDA NA DESPESA PÚBLICA EM EDUCAÇÃO E SAÚDE EM MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

**Constantino Cronemberger Mendes\***

**Maria da Conceição Sampaio de Sousa\*\***

Brasília, julho de 2006

---

\* Da Diretoria de Estudos Regionais e Urbanos do Ipea.  
constantino.mendes@ipea.gov.br

\*\* Do Departamento de Economia – UnB.  
mcoss@unb.br

## **Governo Federal**

### **Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Paulo Bernardo Silva

**Secretário-Executivo** – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### **Presidente**

Luiz Henrique Proença Soares

#### **Diretora de Estudos Sociais**

Anna Maria T. Medeiros Peliano

#### **Diretor de Administração e Finanças**

Cinara Maria Fonseca de Lima

#### **Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Alexandre de Ávila Gomide

#### **Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Marcelo Piancastelli de Siqueira

#### **Diretor de Estudos Setoriais**

João Alberto De Negri

#### **Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Paulo Mansur Levy

#### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

#### **Assessor-Chefe de Comunicação**

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL C5, C6, H4, H7

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO**

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

*As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.*

*É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.*

# SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 ESCOLHA SOCIAL E BENS PÚBLICOS LOCAIS: A TEORIA DO ELEITOR MEDIANO REVISITADA	8
3 ATRIBUIÇÕES MUNICIPAIS E AS BASES DA PROVISÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS NO BRASIL	11
4 APLICAÇÕES SETORIAIS DO MODELO DO ELEITOR MEDIANO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	15
5 CONCLUSÕES	34
REFERÊNCIAS	37



## **SINOPSE**

Este estudo tem o objetivo de avaliar o papel da demanda por serviços públicos locais como determinante no nível da despesa pública dos municípios brasileiros. Também são analisados o papel do congestionamento e a presença de economias de escala na provisão de serviços públicos municipais. A metodologia utilizada envolve elementos teóricos e empíricos discutidos na literatura internacional das teorias do eleitor mediano e da despesa pública local, uma revisão das atribuições legais dos governos municipais na provisão de serviços públicos e a estimação de modelos de demanda por serviços públicos locais no Brasil. Métodos de regressões clássica, espacial e quantílica são utilizados nas estimativas, do ponto de vista estático, com uso de informações do ano censitário de 2000. Os resultados sugerem que o impacto do tamanho da cidade na qualidade dos serviços apresenta efeito congestionamento entre 0 e 1 (com exceção de resultados específicos para o setor saúde), e se mostra decrescente, considerando as várias classes de despesa analisadas. Esse resultado surpreendente sugere que o efeito congestionamento deve ser maior para as grandes cidades. No entanto, avaliação mais cuidadosa mostra que as indivisibilidades limitam a provisão de certos serviços em pequenas cidades e concentram as provisões em grandes centros. Assim, as maiores despesas totais refletem não apenas um custo de congestionamento, mas também o fato de que há um conjunto maior de serviços disponível, quando comparado com as pequenas cidades. Então, no Brasil, diferentemente dos resultados tradicionais, o efeito congestionamento reduzido ao longo das classes de despesa totais pode estar refletindo elementos de escala medidos pelas elasticidades da população sobre o efeito preço.

## **ABSTRACT**

In this paper we estimated the demand for local public spending for the Brazilian municipalities within a median voter's framework. The median voter theorem provides a method of aggregating individual voter's demands to obtain community demand. The rationale for applying that framework came from the fact that in federal systems voter's preferences are more likely to be reflected at the local level as the consumers of public services have a better knowledge of the benefits and costs of the local public expenditures. Results obtained are consistent with the theoretical background thus suggesting that this hypothesis might be useful to describe the demand for local public goods in Brazil. In particular, the use of quantile regression permitted to investigate the impacts of the conditioning variables on local public expenses across different expenditures classes thus allowing for heterogeneity across municipalities. Our results also suggest that the impact of the city size on the quality of club goods shows crowding effects as  $g$  is between zero and one. However, in the estimated models, marginal congestion slightly decreases with total or per capita expenditures. This is a rather surprising result as one is tempted to conclude that the congestion effect should be higher on big cities. Yet, a more careful look shows the drawbacks of such interpretation. The indivisibilities preclude the provision of certain services in small towns concentrate their provision on larger cities. Hence, the higher expenditures of those big cities reflect not only a crowding cost but also the fact that these towns offer a wide range of services when compared to the small ones. So, in Brazil, contrary to the traditional results, the reduced congestion effect along the spending classes reflect the predominance of the scale elements measured by the population elasticities over the price effects.





# 1 INTRODUÇÃO

O debate sobre a questão federativa no Brasil tem se pautado, fundamentalmente, sobre as implicações da captação de recursos federais e estaduais por parte dos municípios ou sobre os mecanismos de controle na avaliação do grau de eficiência das administrações locais, como aqueles existentes para o equilíbrio fiscal. Entende-se, porém, que outros aspectos devem ser também contemplados nessa análise, tais como o papel de fatores típicos de demanda – efeitos substituição e renda – bem como questões relativas ao papel do congestionamento e das economias de escala. Esse último ponto, especificamente, desempenha um papel fundamental na discussão relativa à provisão de serviços meritórios<sup>1</sup> (*merit goods*), já que eles exigem escalas mínimas na oferta para atender os critérios de custo-benefício e levam em conta a restrição orçamentária do financiamento público. O conhecimento da função demanda por serviços públicos permite um melhor entendimento dos métodos de decisão política e estruturas de impostos alternativos, em uma localidade particular. Essas funções mostram, ainda, a existência de economias de escala ao nível municipal e ajudam a avaliar os efeitos de mudanças nas variáveis demográficas e econômicas sobre a quantidade de serviços demandados.

Por todos esses aspectos, analisar o lado da demanda pode adicionar informações relevantes sobre a provisão de serviços públicos, complementando os estudos que enfatizam o lado da oferta ou questões fiscais *stricto sensu*. Além disso, as questões sobre o papel da demanda estão associadas não apenas ao tamanho da população local, mas a diversos parâmetros socioeconômicos municipais, como densidade demográfica, estrutura etária da população, padrões de saúde e educação, além de outros indicadores de congestionamento.<sup>2</sup> Outros fatores podem ser considerados importantes, como as experiências dos consórcios municipais, que demonstram a importância da escala ou permitem maior eficiência na provisão de serviços públicos.

Para isso, diferentes métodos econométricos serão utilizados, inclusive os procedimentos previstos na análise espacial proposta por Conley (1999) e técnicas de regressão quantílica (KOENKER; BASSET, 1978). Enquanto no primeiro caso avalia-se a existência de autocorrelações espaciais nas variáveis, no último, pode-se analisar a heterogeneidade da demanda por serviços locais providos pelo poder público e a busca de identificação das influências de variáveis-chaves nas classes de despesa pública local.

O estudo divide-se em três seções, além desta introdução e das conclusões finais. Na primeira seção, faz-se uma resenha da literatura teórica e empírica sobre a teoria do eleitor mediano, da despesa pública e as estimativas da demanda por serviços públicos locais. Não obstante a controvérsia existente na literatura, os resultados encontrados sugerem que as despesas públicas dos municípios podem ser explicadas por parâmetros de preço e renda, como na análise de demanda tradicional, e por diferenças em características socioeconômicas locais, tamanho da população, densidade demográfica, transferências de recursos intergovernamentais, fatores educacionais e sanitários, entre outros.

---

1. Serviços de natureza pública cujo benefício social supera o benefício privado, ou seja, geram externalidades positivas, como educação e saúde.

2. Esse indicador envolve os efeitos da população e do custo médio (ou marginal) do serviço oferecido.

A segunda seção trata dos aspectos do federalismo fiscal brasileiro relacionados à questão da despesa pública e às atribuições municipais na provisão de serviços públicos. Assim, é possível compor um quadro das principais relações entre as responsabilidades municipais e as características socioeconômicas específicas dos municípios brasileiros *vis-à-vis* as considerações teórica e empírica relativas ao contexto da despesa pública local ou das estimativas de demanda, com base no modelo do eleitor mediano. Em particular, destacam-se os setores de educação e saúde, que compõem a maior parcela do gasto público municipal, perfazendo quase a metade das suas despesas totais.

Por fim, na terceira seção, modelos de demanda por serviços públicos locais são estimados, a partir de aspectos gerais (total e *per capita*) e setoriais (educação e saúde). Nesse item, aplicações do modelo do eleitor mediano ao caso dos municípios brasileiros são apresentadas, assim como os dados e as variáveis consideradas fundamentais, dentro de uma perspectiva estática (dados *cross-section*) e com uso de diferentes métodos econométricos. Com isso, este trabalho pretende contribuir para o debate recente sobre o federalismo no Brasil, especialmente em relação à questão municipal, e complementar os estudos que enfatizam a oferta ou o contexto fiscal dos municípios brasileiros.

## **2 ESCOLHA SOCIAL E BENS PÚBLICOS LOCAIS: A TEORIA DO ELEITOR MEDIANO REVISITADA**

### **2.1 DEMANDA POR SERVIÇO PÚBLICO LOCAL NA ABORDAGEM DO ELEITOR MEDIANO**

#### **2.1.1 Controvérsias teóricas e empíricas**

No intuito de examinar a despesa pública local, uma vasta literatura surgiu, a partir das hipóteses de Tiebout (1956), para estimar a demanda por bens públicos locais e verificar a extensão das relações entre a abordagem do eleitor mediano e a provisão de bens locais. Os dois estudos considerados seminais, de Borcharding e Deacon (1972) e de Bergstrom e Goodman (1973),<sup>3</sup> objetivam principalmente testar, sob um conjunto de hipóteses, a validade do teorema do eleitor mediano. Vários métodos econométricos são aplicados para estimar funções de demanda comunitária.

Os elementos fundamentais desses estudos podem ser resumidos no seguinte modelo, em que o problema individual consiste em maximizar a função utilidade,<sup>4</sup> dada por:

$$U = U(x, z) \tag{1}$$

---

3. Barr e Davis (1966) são considerados precursores dessa abordagem (ROMER; ROSENTHAL, 1979), ao predizerem o nível de despesa associado a uma dada estrutura de impostos. Pode ser citado, ainda, Barlow (1970), que especifica uma função demanda local por educação e hipóteses, posteriormente utilizadas por Bergstrom e Goodman (1973), além de inferir qual estrutura de imposto leva a uma despesa eficiente.

4. Essa formulação (REITER; WEICHENRIEDER, 1997) assume implicitamente a hipótese de separabilidade, ou seja, a taxa marginal de substituição entre  $z$  e  $N$  é independente de  $x$ , tal que a função utilidade pode ser decomposta nas equações (2) e (3). Essa especificação deixa em aberto como  $z$  deve ser definido ou medido. Segundo Reiter e Weichenrieder (1997, p. 3-4) apenas um ordenamento é imposto sobre  $z$  e sua medida é arbitrária. A razão é que, preservada a quase-concavidade da função utilidade, qualquer transformação monotônica de  $z$  é equivalente a (3). Nesse caso, como na tradição, usa-se uma medida proporcional.

Sujeita à restrição orçamentária do indivíduo mediano:

$$y_m = x + t_i p_z Z \quad (2)$$

em que  $y_m$  representa a renda do eleitor mediano,  $x$  o bem privado com preço padronizado igual à unidade,  $t_i$  a parcela de imposto individual,  $p_z$  o preço do bem público  $Z$ .

Devido à presença de congestionamento (*crowding out*) no consumo, a qualidade do serviço público depende do tamanho da população da comunidade ( $N$ ). A função de produção do setor público ou função congestionamento<sup>5</sup> pode ser escrita como:

$$Z = N^\gamma z \quad (3)$$

em que  $\gamma$  mede o efeito congestionamento ou efeito *crowding out*, e também a “publicidade” do bem. Se  $\gamma$  é igual à unidade, o serviço/bem é privado “puro” e não existe benefício de economias de escala para a comunidade: o consumo individual é igual a  $Z/N$ . Neste caso, *club good* ou tamanho da cidade é irrelevante. Se  $\gamma$  é igual a zero, o serviço/bem é puramente público e  $Z = z$ . Note-se que se  $\gamma$  é maior ou menor que a unidade, o bem é considerado supercongestionado marginalmente ou *camaraderie* (característica de bem livre), respectivamente (REITER; WEICHENRIEDER, 1999). Uma demanda adicional requer um aumento ou redução na oferta de  $Z$ , de forma a manter  $z$  constante. Valores de  $\gamma$  entre 0 e 1 remetem à possibilidade dos serviços “impuros” ou com características mistas, parcialmente privados e públicos, em que os efeitos congestionamento estão presentes, mas ainda existem economias de escala no consumo.<sup>6</sup>

Assumindo que a maximização de (1) conduz a função demanda do eleitor mediano para um serviço público local,  $z$ , com elasticidades-preço e renda constantes, segue que:

$$z = \alpha p_z^{\beta_1} y_m^{\beta_2} \quad (4)$$

Com as devidas substituições e arrumação dos termos, o modelo para demanda torna-se

$$z = \alpha [t p_z N^\gamma]^{\beta_1} y_m^{\beta_2} \quad (5)$$

Escrevendo (5) em termos de  $Z$  tem-se que:

$$Z = z N^\gamma = \alpha [t p_z N^\gamma]^{\beta_1} y_m^{\beta_2} N^\gamma = \alpha [t p_z]^{\beta_1} y_m^{\beta_2} N^{\gamma(1 + \beta_1)} \quad (6)$$

5. A origem dessa especificação pode ser encontrada em Buchanan (1965). Ela incorpora, também, a noção de um *continuum* entre bens públicos e privados e insere-se no modelo DMC (Congestionamento Marginal Decrescente), de Edwards (1990, p. 80 e 84). Para  $\gamma > 0$ ,  $\partial Z / \partial N < 0$  e  $\partial^2 Z / \partial N^2 > 0$ , isto é, o congestionamento diminui na margem (CRAIG, 1987, p. 331). Curiosamente, essa função pode ser associada à função *rank* ( $z$ ) na literatura urbana, com  $Z$  constante e  $\gamma$  o coeficiente “de Pareto”. Com  $\gamma < 1$ , existiria uma estrutura urbana assimétrica e polarizada;  $\gamma > 1$ , simétrica e descentralizada; e  $\gamma = 1$ , seria considerada a “Lei de Zipf” (Ruiz, 2004).

6. Reiter e Weichenrieder (1999, p. 3) consideram indistintamente os conceitos de bens públicos “impuros” e “clubes de bens” (*club goods*), definidos como “bens públicos impuros exclusivos”.

Adicionando uma matriz socioeconômica  $\Omega$  com variáveis que influenciam a demanda e multiplicando ambos os lados por  $p_z$ , chega-se à função estimável de despesa local (*per capita* ou total):

$$E = \alpha t^{\beta_1} p_z^{(\beta_1 + 1)} Y_m^{\beta_2} N^{\beta_3} \Omega^{\beta_4} \quad (7)$$

A diferença essencial entre os modelos originais de Borcharding e Deacon (1972), com despesa *per capita*, e de Bergstrom e Goodman (1973), com despesa total, está na estimativa da elasticidade-preço, já que o primeiro considera  $t = 1/N$ , enquanto o segundo considera  $p_z$  constante, com  $t$  sendo igual à razão entre um valor mediano do imposto sobre propriedade e o total da arrecadação local. Por fim, os parâmetros de congestionamento são calculados, respectivamente, nas seguintes formas:

$$\beta_3 = (\gamma - 1)(1 + \beta_1) \text{ ou } \gamma (1 + \beta_1) \quad (8)$$

Apesar de não existir uma única especificação para a função demanda, as primeiras três variáveis (preço, renda e população) compreendem os elementos principais. Aquelas variáveis de controle são adequadas para eliminar maiores distorções nas estimativas das elasticidades daqueles fatores considerados fundamentais. Com exceção do preço do serviço público (*tax share* ou *tax price*), os dados referentes às demais variáveis estão disponíveis em fontes padrões de informações estatísticas. Os parâmetros estimados das duas últimas variáveis constituem as bases para o cálculo do parâmetro *crowding*, de congestionamento ou “publicidade” do bem (detalhado na próxima seção), definido na forma padrão como uma função do tipo  $z = Z/N^\alpha$ , em que  $z$  é a quantidade (ou qualidade) do bem público ( $Z$ ) obtido pelo eleitor mediano,  $N$  é o tamanho da população local e  $\alpha$  é o “grau de divisibilidade (ou publicidade) no consumo do bem  $Z$ ” (BORCHERDING; DEACON, 1972, p. 892) ou “parâmetro de congestionamento” (BERGSTROM; GOODMAN, 1973, p. 287).

Ao longo do tempo, diversos *surveys* teóricos e empíricos foram elaborados (CRAIG, 1987; RUBINFELD, 1987; INMAN, 1989; WILDASIN, 1989; RUBINFELD; SHAPIRO, 1989; REITER; WEICHENRIEDER, 1997; SANZ E VELÁZQUEZ, 2002) no intuito de mostrar a evolução dos estudos nessa área e considerar as principais controvérsias teóricas e empíricas dessa aplicação, os diferentes métodos empregados e os diversos resultados encontrados por meio de modelos aplicáveis a casos gerais ou em setores específicos.

Uma linha recente de pesquisa usa testes não-paramétricos inspirados na crítica de Varian (1982 e 1990), que se baseia na teoria das preferências reveladas,<sup>7</sup> e busca validar a hipótese do eleitor mediano (TURNBULL; CHANG, 1998; BAUDRY; LEPRINCE; MOREAU, 2002). Turnbull e Chang (1998), por exemplo, ao aplicar a metodologia GARP (Generalized Axiom of Revealed Preference) sobre a hipótese do eleitor mediano, conclui que os testes são sensíveis ao grau de agregação na amostra, a fatores institucionais (como a estrutura do setor público) e à densidade populacional.

7. A teoria da preferência revelada mostra que qualquer conjunto finito de preço e quantidade, satisfazendo o axioma geral da preferência revelada (GARP), pode ser racionalizado por uma maximização restrita de uma função utilidade bem-comportada – crescente, contínua e côncava – (VARIAN, 1982). Ver teste da hipótese do eleitor mediano usando GARP em Turnbull e Chang (1998).

Esses autores consideram que os resultados são consistentes com o método GARP. Similarmente, vários estudos oferecem evidências econométricas apoiando modelos de comportamento governamental com base no eleitor mediano de renda mediana e em variáveis, como *tax share*, transferências governamentais, população e densidade populacional. Por fim, os autores concluem que os dados de despesa municipal podem ser racionalizados por uma maximização de uma função utilidade bem-comportada sujeita a uma restrição orçamentária do eleitor de renda mediana.

Portanto, não obstante os questionamentos e as críticas existentes, considera-se que, com base em estudos teóricos e empíricos já citados, a abordagem do eleitor mediano é adequada para ajudar a explicar a estrutura ou o comportamento das despesas públicas locais. Entende-se que as críticas ao uso do modelo do eleitor mediano para a análise da despesa pública local não desqualificam os resultados encontrados na literatura, mas enfatizam diversos aspectos considerados fundamentais para a aplicação mais apropriada dessa abordagem a fim de dar maior consistência à análise, como por meio da utilização de métodos e testes econométricos mais robustos. De maneira particular, observa-se que o papel das economias de escala e a forma da função congestionamento são considerados elementos centrais nessa discussão.

### **3 ATRIBUIÇÕES MUNICIPAIS E AS BASES DA PROVISÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS NO BRASIL**

#### **3.1. ATRIBUIÇÕES MUNICIPAIS NA PROVISÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS**

O artigo 18 da Constituição Federal Brasileira de 1988 (CF 88) estabelece, de maneira inédita, a organização político-administrativa do país como uma estrutura federativa constituída por esferas governamentais autônomas: União, estados e Distrito Federal e municípios. As diversas atribuições estabelecidas na CF 88 aos vários níveis de governo podem ser entendidas a partir da natureza ou característica própria de cada esfera.<sup>8</sup> No caso dos municípios, as principais competências estão fundamentadas no artigo 30 e se relacionam, em síntese, à organização e à prestação, direta ou sob regime de concessão ou permissão, dos serviços públicos de interesse local, inclusive aí o transporte coletivo de caráter essencial; e à manutenção ou prestação, com cooperação técnica e financeira da União e dos estados, de programas de educação pré-escolar e fundamental e de serviços de atendimento à saúde da população.

Além desse conjunto de tarefas específicas, várias competências comuns ou responsabilidades compartilhadas entre o governo federal, os estados e os municípios estão previstas na CF 88 (art. 23). Observa-se a existência, ainda, de muitas outras competências sob responsabilidade da União e/ou dos estados que são, em parte, custeadas ou executadas pelos municípios (BREMAEKER, 2003a).

---

8. O art. 29 da CF 88 trata de algumas dessas características. Uma base teórica para defini-las pode ser encontrada em Oates (1972 e 1999). O princípio do benefício de Oates (1999), por exemplo, prevê que bens e serviços devem ser providos pelo nível de governo que represente melhor a população beneficiada. Outros aspectos da provisão local podem ser vistos em Tiebout (1956), tratado na seção 2.

Nesse sentido, primeiramente são consideradas as relações entre as responsabilidades atribuídas ou delegadas aos municípios e a estrutura das despesas públicas locais. O entendimento, nesse caso, é que a análise do gasto público local demonstra as conexões entre as responsabilidades dos governos municipais e a provisão de serviços públicos por parte dessa esfera governamental nas diversas áreas previstas legalmente (educação, saúde, saneamento etc.). Enfim, trata-se de considerar as relações entre os elementos anteriores e o comportamento das despesas públicas locais, tendo em vista a provisão de serviços que atendam as necessidades da comunidade local. Em suma, avalia-se de que maneira as características particulares da demanda local podem explicar, influenciar ou determinar o comportamento das despesas públicas municipais.

### 3.2 DESPESA PÚBLICA MUNICIPAL E CARACTERÍSTICAS DA DEMANDA

A análise da despesa pública dos municípios é fundamental para a compreensão adequada do cumprimento das atribuições legais dos governos locais na provisão de serviços públicos, consideradas na seção anterior. Essa conexão entre os resultados da execução orçamentária municipal e a efetividade no cumprimento das atribuições pelos municípios principia com a consideração de aspectos do planejamento da despesa pública. O ponto de partida desse entendimento encontra-se nos instrumentos preconizados pela CF 88 para o planejamento das finanças públicas (artigos 165 e 166), que compreendem o Plano Plurianual (PPA), a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e a Lei Orçamentária Anual (LOA). A Lei Complementar nº 101, de 2000, ou Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que regulamenta a CF 88 na área de finanças públicas (a partir do artigo 163), determina que toda despesa pública deve estar prevista na LDO<sup>9</sup> e a realização da despesa deve ser precedida do respectivo empenho.

A novidade maior nessa recente regulamentação fiscal complementar à CF 88, mais diretamente afim a este estudo, corresponde ao conceito estabelecido de “despesa obrigatória de caráter continuado” que, nos termos do art. 17 da LRF, é a *despesa corrente* “derivada de lei, medida provisória ou ato administrativo normativo e geradora de *obrigação legal de sua execução* por um período superior a dois exercícios”. Ou seja, esse conceito representa a base para o uso, neste estudo, do gasto público local como representativo das responsabilidades constitucionais ou legais dos governos municipais na provisão de serviços públicos, considerado na seção anterior.

Os mecanismos previstos pela LRF para o controle do gasto público nas várias esferas de governo são, basicamente, os mesmos adotados na CF 88 (artigos 167 a 169<sup>10</sup>). Contudo, a LRF refere-se ao vínculo das atividades de execução do gasto público com as de planejamento,<sup>11</sup> como expressão da ampliação do conhecimento e da participação da sociedade, assim como do controle das atividades ligadas à arrecadação de receitas e à realização de despesas pelo poder público. Alguns mecanismos instituídos pela LRF (art. 48) prevêem a maior participação popular na

---

9. Art. 4º da LRF prevê que a LDO “atenderá o disposto no § 2º do art. 165 da Constituição” e disporá também sobre o equilíbrio entre receitas e despesas e critérios e forma de limitação de empenho.

10. Alterados pelas Emendas Constitucionais nº 3, de 1993; nº 19, de 1998; e nº 20, de 1998.

11. Para uma discussão sobre essa vinculação, ver Nascimento e Debus (2002).

discussão e elaboração dos planos e orçamentos, a disponibilidade das contas dos administradores, durante todos os mandatos, para consulta e apreciação pelos cidadãos e instituições da sociedade e a divulgação pública ampla de relatórios periódicos sobre a gestão fiscal e a execução orçamentária.

Vários instrumentos existentes criam algum tipo de controle sobre o gasto público local, mesmo tendo em vista as responsabilidades exclusivas dos municípios. Considera-se, assim, a relevância dos dispositivos constitucionais e legais que limitam ou forçam os governos locais a alocar uma parcela dos recursos arrecadados localmente ou recebidos na forma de transferências das esferas maiores de governo em algumas categorias (ou funções) de despesas consideradas prioritárias, seja em função do interesse de controle de gastos seja em função da relevância dos serviços a serem oferecidos: 25%<sup>12</sup> para educação e 15%<sup>13</sup> para saúde, tratado nas seções seguintes, e até 60% para pessoal. Nesse caso, de acordo com o art. 169 da CF 88 e regulamentado pela LRF (art. 18), o gasto total com pessoal não poderá exceder 60% da receita corrente líquida do município (art. 19) conforme discriminados (art. 20, inciso III): 54% para o Executivo; e 6% para o Legislativo, incluído o Tribunal de Contas do Município, quando houver. Os artigos 21 e 22 da LRF apresentam as normas para o controle das despesas com pessoal.

Os parâmetros de população e renda *per capita*, para efeito das transferências, devem ser considerados indicadores socioeconômicos sintéticos representativos dos municípios do país, que influenciam diretamente a capacidade dos mesmos receberem recursos das esferas superiores de governo para a provisão de serviços públicos à comunidade local. Nesse caso, independente de outras características socioeconômicas locais particulares (como a estrutura etária, número de escolas particulares, nível de escolaridade, taxa de analfabetismo, entre outras, seguindo o exemplo da educação), que possam caracterizar melhor a demanda municipal por um serviço público específico, existe uma uniformidade na obrigação dos municípios brasileiros cumprirem limites (mínimos ou máximos) de gastos em determinada área (em educação, por exemplo).

Isto é, não se trata apenas de critérios para a transferência de recursos orçamentários ou, também, para os limites de despesas na provisão de serviços públicos específicos. No caso da área de educação, discutida com mais detalhe na seção 4, os municípios conservam a atribuição de vincular no mínimo 15% da cota-parte do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e das transferências do Fundo de Participação de Municípios (FPM) a que têm direito para as despesas com educação por meio de programas como o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério (Fundef), além das atribuições constitucionais (art. 212) de aplicar no mínimo 25% da receita dos impostos e das transferências. Assim, os recursos disponíveis e as despesas devem ser compatíveis com a estrutura de demanda local específica por esse tipo de serviço público.

---

12. O artigo 212 da CF 88 determina a aplicação de no mínimo 25% da receita dos impostos e das transferências na manutenção e desenvolvimento da educação.

13. A Emenda Constitucional nº 19, de 1998, prevê limite mínimo de 15% a ser sido atingido em 2004.

Não obstante a relevância das considerações sobre o padrão relativamente “rígido” da oferta de serviços ou a importância da questão fiscal na análise sobre essa provisão, procura-se incorporar neste estudo uma avaliação sobre o padrão ou a estrutura da demanda local, considerada como elemento fundamental na avaliação do comportamento do gasto público na provisão dos serviços municipais. De fato, entende-se que o governo local responde, por meio de seus gastos correntes, aos “desejos” da comunidade local por determinados tipos, quantidade e qualidade de serviços públicos. Trata-se, enfim, de destacar os aspectos socioeconômicos mais diretamente representativos do padrão ou da estrutura da demanda local, que possam influenciar ou explicar melhor o comportamento da despesa pública municipal, servindo de base para as estimativas realizadas na seção 4 deste estudo.

Conforme previsto na LRF (art. 52) e considerado nas avaliações tradicionais, o gasto público local pode ser analisado, de maneira geral, segundo sua natureza (despesa corrente com pessoal – ativo, inativo etc. –, outras despesas correntes e de capital) ou função (educação e cultura, saúde e saneamento etc.). Observa-se que nesse último caso, em particular, fica mais explícita a relação entre os gastos governamentais ou o nível efetivo de provisão de serviços públicos para a comunidade e as diversas responsabilidades municipais, detalhadas anteriormente.

No caso das despesas discriminadas por função, os maiores destaques estão relacionados com “assistência e previdência”, “educação e cultura” e “saúde e saneamento”. As primeiras apresentaram comprometimento de despesa mais que proporcional no grupo de maior porte (14% contra 9% na média), provavelmente em virtude da importância das despesas com inativos e pensionistas. As despesas com educação e cultura representaram um comprometimento da receita bruta crescente na medida em que diminui o porte dos municípios (21% nos de maior contra 32% nos de menor). Finalmente, as despesas com saúde e saneamento foram mais representativas nos municípios de maior porte (30% da receita bruta) em relação aos de menor porte (19%).

Em suma, nos resultados apresentados anteriormente, chama atenção o fato de que todos podem ser associados a características socioeconômicas específicas da demanda local. Ou seja, o comportamento da despesa pública local no cumprimento das competências dos governos municipais estaria, em tese, relacionado a padrões socioeconômicos específicos das comunidades que, conseqüentemente, definem estruturas específicas de demandas locais e influenciam, por fim, os níveis de serviços oferecidos pelo poder público, explicitados na despesa corrente dos municípios.

Os principais aspectos específicos associam-se a termos usados nos estudos citados, como “porte”, ou relativos à existência de grupos específicos envolvidos na estrutura da despesa, caso de “inativos ou pensionistas”, ou ainda a características urbanas dos municípios (proximidade, escala etc). Na avaliação anterior, pode-se identificar, ainda, a presença de um fator “proximidade” ou “vizinhança” no comportamento das despesas públicas locais. Esse efeito pode ser facilmente associado ao que a teoria microeconômica compreende como papel das “externalidades” ou efeito *spillover*.<sup>14</sup> Identifica-se, também, a presença do efeito congestionamento, de

---

14. Mas-Colell, Whinston e Green (1995, cap. 11, p. 350).



efeitos de escala e de localização, elementos centrais ao longo deste estudo. Todos esses fatores adaptam-se aos modelos de demanda estimados na seção 4.

Várias características socioeconômicas locais podem, assim, ser definidas como fatores (variáveis) que representam a demanda local por serviços públicos, fundamentada na discussão teórica e empírica realizada na seção 2. As estimativas de demanda para diversos serviços públicos, de maneira geral ou específica (educação, saúde e hospitais, segurança, estradas, contra incêndio, saneamento, parques e recreação etc.), mostram que as despesas são explicadas por diferenças em rendimentos *per capita*, taxa de urbanização, densidade demográfica, taxas de impostos, tamanho da população, transferências de recursos intergovernamentais, nível educacional, entre outros fatores. Assim, essas características podem ser associadas ao comportamento da despesa pública municipal, e adotadas como indicadores de demanda local para avaliar o nível de provisão dos serviços públicos pelos governos municipais, como nos modelos da seção 4.

A análise da despesa local deve ser avaliada, portanto, levando-se em conta não apenas a questão fiscal, mas outros aspectos que estão mais diretamente relacionados com o papel da demanda local. Este estudo procura destacar esses elementos em termos de suas influências sobre a despesa pública local, considerando-os como variáveis de modelos estimáveis de demanda por serviços públicos locais. Dessa forma, procura-se avaliar como o padrão de demanda local pode explicar o nível ou a composição da despesa pública local que, em última instância, representa os vários tipos de serviços públicos providos pelo governo local à comunidade.

Os argumentos anteriores estão respaldados na discussão considerada na seção 2 em que diversos estudos analisam os determinantes da distribuição funcional da despesa municipal, com base no modelo do eleitor mediano, e que apresentam os principais fatores ou elementos determinantes da despesa pública municipal, entre os quais podem ser citados: renda mediana, renda *per capita*, preço do serviço público, variáveis demográficas (população, densidade), estrutura populacional ou etária (indivíduos entre 18 e 25 anos para despesas associadas à defesa e segurança, indivíduos acima de 60 anos para despesas de previdência ou assistencial); fatores institucionais; locacionais, entre vários outros. Por fim, em face da importância das áreas de saúde e educação nas despesas públicas municipais,<sup>15</sup> na próxima seção são apresentados panoramas institucionais e analíticos específicos sobre esses dois setores no Brasil, tendo em vista que as estimativas de demanda por serviços públicos locais realizadas na seção 3 levam em conta também aplicações específicas para ambos.

## **4 APLICAÇÕES SETORIAIS DO MODELO DO ELEITOR MEDIANO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

### **4.1 DADOS E VARIÁVEIS**

A maior parte dos dados utilizados nos modelos aplicados, neste capítulo, é proveniente do Censo 2000 e da Base de Informações Municipais (BIM) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), complementada com informações do Ipeadata, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), do Banco de dados do

---

15. Vale observar, também, a característica desses serviços como "bens meritórios" (*merit goods*), em que a soberania do consumidor é substituída pelo "paternalismo" governamental (TRESCH, 2002).

Serviço Único de Saúde (DataSUS) e do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops), do Ministério da Saúde, e do Ministério da Educação, em particular aqueles referentes ao Fundef. As informações sobre receita e despesa locais foram obtidas da Base de Finanças Municipais do Brasil (Finbra), da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), e sobre os partidos políticos são provenientes do Tribunal Superior Eleitoral (TSE). A tabela 1, a seguir, apresenta a lista completa das variáveis utilizadas nesta seção, com descrições sintéticas. A amostra compreende 3.427 localidades do total de 5.507 municípios brasileiros, em 2000, embora sejam utilizadas amostras um pouco menores nas estimações por setor (3.367) e em educação (3.426), pois as localidades com falta de informação ou algum outro problema detectado foram excluídas do conjunto de dados.

A variável dependente do modelo considera o valor das despesas correntes municipais, seja ele total ou *per capita* ou por função (educação e saúde). As variáveis-chave são preço, renda e população. As duas primeiras adotam, cada uma, dois critérios diferentes, conforme descrito na tabela 1. Note-se que os parâmetros de população e

TABELA 1  
Variáveis dependente e explicativas: uma breve descrição

Variável dependente	Descrição
Despesa pública local ( $E$ ou $e$ )	O valor da despesa corrente municipal total ( $E$ ) ou <i>per capita</i> ( $e$ ) e setorial (educação e saúde) <i>per capita</i> .
Variáveis explicativas	Descrição.
Distância (matriz de contigüidade)	Variável "espacial", para mostrar a relevância do efeito vizinhança.
Parcela de imposto – $b_i/b$ ( <i>tax share</i> )	Calculada por dois critérios: 1) total receita tributária local/somatório da receita total dos municípios; e 2) razão entre renda mediana e renda média.
Renda mediana – $y_s$	Calculada por dois critérios: renda mediana + parcela de imposto (2 critérios) x transferências intergovernamentais aos municípios <i>per capita</i> .
População total – $N$	Número de habitantes dos municípios.
Matriz $\Omega$ (características socioeconômicas)	Descrição.
Faixas etárias: % da pop. acima de 60 anos; % da pop. até 17 anos; % da pop. até 15 anos; % da pop. de 0 a 4 anos.	Cidadãos maiores de 60 anos como parcela da população total; parcela dos jovens na faixa etária normal ou ampliada da educação fundamental (até 15 ou 17 anos); faixa etária base para índice de mortalidade infantil (0 a 4 anos).
Densidade demográfica	População Total/Área do município (variável escala).
Hospitais e unidades de serviços de saúde; esperança de vida; taxa de mortalidade.	Indicadores utilizados como <i>proxies</i> de demanda por serviços de saúde.
Matrícula ( <i>Enrollment</i> ); IDHM – Educação; N° de alunos em escolas particulares.	Indicadores utilizados como <i>proxies</i> de demanda por serviços em educação fundamental nos municípios.
% de famílias cujo chefe ganha até 1 salário mínimo	<i>Proxy</i> de nível de pobreza local.
Variáveis <i>dummy</i>	Descrição.
Capital	Se a comunidade é (1) ou não (0) capital de Estado.
Participação em consórcio intermunicipal	<i>Proxy</i> para coordenação e organização administrativa entre municípios.
Polígono da Seca; Programa Alvorada	Municípios localizados (1) ou não (0) na área, de condição climática adversa.
Regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul.	Municípios localizados nessas regiões recebem 1; zero caso contrário.
Partidos Políticos (PSDB, PMDB, PFL, PDT, PT) ou Coligações de situação (PSDB, PFL, PMDB) ou oposição (PT, PDT, PSB e PPS)	Partido político do prefeito do município ou de sua coligação.

Fonte: elaboração própria.

preço vão servir de base para o cálculo do efeito congestionamento, referido anteriormente e detalhado mais adiante. Além dessas, os modelos estimados utilizam diversas variáveis socioeconômicas de controle, adequando-as dentro de contextos gerais (total ou *per capita*) ou particulares (setoriais). Finalmente, as variáveis *dummies* consideram aspectos locais ou políticos particulares presentes nos municípios.

## 4.2 MODELO E MÉTODOS ECONÔMÉTRICOS

Seja  $n$  o número de municípios,  $y = (y_1, \dots, y_n)$  o vetor de despesa municipal,  $X$  uma matriz de dimensão  $n \times p$ , contendo as características socioeconômicas municipais,  $\beta$  um vetor de dimensão,  $p$  de parâmetros desconhecidos e  $u$  um vetor de dimensão  $n$  de erros aleatórios. O modelo de regressão pode ser descrito como:

$$y_t = f(x_t; \beta) + u_t, \quad t=1, \dots, n$$

em que  $x_t$  denota um vetor de dimensão  $p$  de características do  $t$ -ésimo município. Como não existe uma informação *a priori* sobre a forma funcional de  $f$ , é prática comum assumir linearidade:

$$y = X\beta + u. \tag{9}$$

Outro aspecto importante dos modelos de regressão, neste caso particular, é a possibilidade de *efeitos espaciais* devido à existência de alguma relação entre as estruturas de eficiência municipal em pontos distintos no espaço. Em geral, quanto menor a área onde esses pontos (no caso, municípios) estão localizados, maior a probabilidade de correlação geográfica. Na realidade, existem diversas considerações pragmáticas ou respaldadas em modelos teóricos de interação social ou de agentes sobre a importância da interdependência espacial ou assimetria de relações espaciais. Os conceitos são aplicados em diferentes campos, tais como, normas sociais, efeito vizinhança, interação estratégica, entre outros (ANSELIN, 1992).

Nesse caso, a introdução desse aspecto é motivada menos pela sua consideração nos modelos teóricos tradicionais do eleitor mediano e mais pela peculiaridade dos dados (municipais) a serem utilizados na análise empírica. Existem três diferentes estimadores apropriados para captar a dependência espacial, de acordo com a especificação do modelo: OLS com erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) e sem a variável espacial, como no formato (9) ou como uma variável dependente com *lag* espacial (10), também conhecido como modelo auto-regressivo espacial e como estimador de máxima verossimilhança com erros auto-regressivos espacialmente (11) (ANSELIN, 1992), definidas nas formas a seguir:

$$y = \rho W y + X\beta + u \tag{10}$$

ou

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \tag{11}$$

em que  $W$  é uma matriz  $n \times n$ , que controla a existência de efeitos vizinhança. Aqui, o parâmetro  $\rho$  mede a correlação espacial e, se diferente de 0, o resultado de eficiência de um dado município é afetado diretamente pelos resultados de seus vizinhos. O parâmetro  $\lambda$  capta a autocorrelação espacial entre os erros com  $\varepsilon$  sendo um novo

termo de erro<sup>16</sup> (REY; MONTOURI, 1999). Quando  $\lambda \neq 0$ , um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades. Essa simultaneidade torna endógeno o termo  $W_y$ , que induz uma forma global de *spillover*, necessitando do uso de técnicas especiais via estimadores de máxima verossimilhança (ML – *Maximum Likelihood*) ou variáveis instrumentais (ANSELIN, 1992).

Neste estudo serão usadas duas formas para a matriz de vizinhança  $W$ : *a*) padrão: o elemento  $(i, j)$  de  $W$  será 1 se os municípios  $i$  e  $j$  são vizinhos e 0, caso contrário, com vizinhança sendo definida como a distância geográfica que não exceder 50 quilômetros; e *b*) ponderada: o elemento  $(i, j)$  de  $W$  será igual à distância entre municípios  $i$  e  $j$  dividida pela máxima distância encontrada; assim, tem-se uma medida entre 0 e 1 para todos os pares de municípios e não apenas uma medida binária de vizinhança, por critérios de contigüidade (*cut offs*) específicos.

A medida-padrão de correlação espacial está resumida no cálculo dos índices de Moran I e LISA (*Local Spatial Autocorrelation Analysis*), que medem a correlação espacial de uma variável  $y$  (univariada) ou de uma variável  $y$  em relação a uma variável  $x$  (multivariada) (ANSELIN; SYABRI; SMIRNOV, 2002). Como no caso da correlação usual, se os índices são iguais a 0 então não existe evidência de autocorrelação espacial. Se os índices são maiores ou menores que 0, existe evidência de autocorrelação espacial positiva ou negativa, respectivamente.

Os instrumentos de diagnóstico usados para identificar a dependência espacial nos dois modelos referidos anteriormente, de erros auto-regressivos ou *lag* espacial, são os testes de Multiplicador de Lagrange (LM). Os testes robustos são construídos para captar melhor falhas de especificação local do modelo (ANSELIN, 1992 e 1988; FLORAX; FOLMERB; REY, 2003). Como os municípios diferem significativamente sob vários aspectos, é razoável esperar que os erros da regressão apresentem variâncias distintas. Então, leva-se em conta a existência de heterocedasticidade nessa estimação dos parâmetros. Contudo, é importante notar que modelos espaciais distintos podem muitas vezes induzir a padrões de correlação espacial radicalmente diferentes (ANSELIN, 2002).

Essa metodologia de análise espacial, com crescente aplicação na área de estudos regionais ou geográficos, vem recebendo tratamentos teóricos da econometria formal, por meio de técnicas como as propostas por Conley (1999). Nesse caso, especificamente, são considerados procedimentos baseados no estimador GMM Espacial (*Spatial Generalized Method of Moments*) para o tratamento de autocorrelação espacial em abordagens *cross-section*. Essa abordagem complementar é importante, entre outros motivos, porque as técnicas de econometria espacial padrões, em geral, são sensíveis à má especificação da matriz de vizinhança ( $W$ ). Isso constitui um sério problema, quando a matriz não é observada e conhecida, inclusive com a possibilidade de dependência espacial heterogênea entre as regiões em estudo (CARVALHO; DA MATA; CHOMITZ, 2005). Segundo esses autores, a técnica de GMM espacial de Conley (1999) corresponde a uma alternativa das técnicas espaciais padrões, mediante a apresentação de um estimador consistente da matriz de covariância de dependência

---

16. Note-se que não existe interesse direto na estimação de  $\lambda$  e  $\rho$ .

especial, seguindo a idéia do estimador Newey-West, que é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Além disso, por não assumir forma paramétrica, essa técnica dificilmente admite erros na especificação do modelo ou devido a *missing values*.

Finalmente, para complementar a análise econométrica anterior, é realizada uma investigação empírica com técnicas de *regressão quantílica* (RQ), introduzidas por Koenker e Bassett (1978). Enquanto a regressão clássica linear estima modelos para funções médias condicionais, o método de RQ oferece instrumentos de estimativas de modelos para funções medianas condicionais e também para outros quantis condicionais. A estimativa OLS considera apenas o efeito de uma variável explicativa independente no ponto médio da distribuição condicional da variável dependente. O uso da técnica de RQ permite analisar o impacto de variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição condicional da dependente. Isso possibilita a investigação dos impactos das variáveis independentes sobre a despesa pública local ao longo das classes de despesa. Assim, pode-se examinar as diferenças devido à heterogeneidade estrutural das despesas em várias localidades e diferentes efeitos de cada variável, de acordo com a classe de despesa levada em consideração.

A idéia básica é estimar o  $\tau$ -ésimo quantil de eficiência condicional sobre as diferentes variáveis explicativas, assumindo que esse quantil pode ser expresso como um preditor linear baseado nessas variáveis.<sup>17</sup> Considere  $(y_i, x_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  uma amostra de uma dada população, em que  $x_i$  é um vetor  $K \times 1$  de variáveis explicativas. O  $\tau$ -ésimo quantil de  $y$ , a variável dependente, com  $0 < \tau < 1$ , é definido como:  $Q_Y(\tau) = F^{-1}(\tau) = \inf \{y : F(y) \geq \tau\}$ , em que  $F$  é a função de distribuição contínua (não-condicional) de  $y$ :  $F(y) = \text{Prob}(Y \leq y)$ . No caso linear, a variável dependente  $y$  é uma função de  $x$  da forma:  $y_i = x_i\beta + \mu_i$ , em que  $\beta$  é o vetor de parâmetros e  $\mu_i$  é o vetor de erros aleatórios. Configura-se o caso dos quantis condicionais da distribuição de  $y$ , definido pela distribuição dos erros dos quantis:

$$\text{Pr}(y_i \leq y | x_i) = F_{\mu\tau}(y - x_i'\beta_\tau | x_i), \quad i=1, 2, \dots, n$$

A função quantílica pode ser definida então, na forma:  $Q_\tau(y_i | x_i) = x_i'\beta_\tau + F_{\mu}^{-1}(\tau)$ . O  $\beta_\tau$  estimado da forma funcional quantílica, definido como um estimador da RQ, é encontrado da solução da seguinte função objetivo:

$$\min \frac{1}{n} \sum_{i: y_i \geq x_i'\beta} \tau |y_i - x_i'\beta| + \sum_{i: y_i < x_i'\beta} (1 - \tau) |y_i - x_i'\beta| = \min \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x_i'\beta),$$

em que  $\rho$  é a função *check* definida:  $\rho_\tau(z) = \{\tau|z|, \text{ se } z \geq 0; \text{ e } (1 - \tau)|z|, \text{ se } z < 0\}$ .

Nesse caso, a minimização dos valores absolutos para a função mediana convencional é observada, independente da minimização do quadrado dos resíduos. O modelo especifica a função quantílica condicional da variável dependente  $y$ , dada a matriz das variáveis explicativas  $X$  como:  $Q_y(\tau|X) = X\beta(\tau) + Q_\varepsilon(\tau)$ ,  $\tau = [0, 1]$ , em que  $\beta$  é algum vetor de parâmetros e  $Q_\varepsilon(\tau)$  é a função quantílica da distribuição de erros. A representação na forma de modelo de programação linear facilita a estimação dos

17. Para detalhes adicionais sobre o método, ver Koenker e Bassett (1978 e 1982), Buchinsky (1998), Koenker e Machado (1999) e Koenker e Hallock (2001).

parâmetros. A função objetivo anterior é uma soma ponderada dos desvios absolutos, provendo uma medida local robusta, tal que o vetor de coeficientes estimado não é sensível a observações extremas da variável dependente. Quando os erros não seguem uma distribuição regular, os estimadores de RQ podem ser mais eficientes que os estimadores OLS. Diferentes soluções para diferentes quantis podem ser interpretadas como diferenças nas respostas da variável dependente a mudanças nos regressores em diferentes pontos da distribuição condicional da variável dependente.

O estudo do comportamento assintótico das estimativas de RQ, que conduz a inferência sobre os coeficientes estimados, requer as seguintes hipóteses adicionais (KOENKER; BASSET, 1982): *a*) densidade: a distribuição do erro,  $F_\mu$ , tem uma densidade contínua e estritamente positiva,  $f_\mu$ , para todo  $z$ , tal que:  $0 < F_\mu(z) < 1$ ; *b*) *picture*: a sequência  $\{x_i\}$  satisfaz  $n^{-1} \sum x_i x_i' \rightarrow D$ , uma matriz definida positiva; e *c*) escala: a sequência das funções escala tem a forma  $\sigma_n(x) = 1 + x\gamma_n$ , em que  $\gamma_n = \gamma_0/n^{1/2}$ , para algum dado  $\gamma_0 \in R^k$

Para erros i.i.d.:  $(n)^{1/2}(\beta(\tau) - \beta(\tau)) \rightarrow N(0, \Lambda_\tau)$ , em que  $\Lambda_\tau = [\tau(1-\tau)/f^2(F^{-1}(\tau))]D^{-1}$

Portanto, a precisão assintótica da estimativa de RQ para erros i.i.d. depende basicamente da quantidade:  $S(\tau) = [f(F^{-1}(\tau))]^{-1}$ , usualmente chamada de função densidade ou *sparsity* (TUKEY, 1975). Para erros não-i.i.d., a matriz de covariância limite toma a forma:  $(n)^{1/2}(\beta(\tau) - \beta(\tau)) \rightarrow N(0, H_n^{-1} J_n H_n^{-1})$ , em que  $J_n(\tau) = \tau(1-\tau)n^{-1} \sum x_i x_i'$ ;  $H_n(\tau) = \lim n^{-1} \sum x_i x_i' f_i(\xi_i(\tau))$  e  $f_i(\xi_i(\tau))$  é a densidade condicional da variável resposta  $y_i$  estimada no  $\tau$ -ésimo quantil. No caso i.i.d., as funções  $f_i(\xi_i(\tau))$  são idênticas e o estimador *Huber Sandwich* (matriz de covariância robusta) iguala a expressão dos erros i.i.d.

Para fazer inferências baseadas nas hipóteses gerais, usa-se o teste de Wald. Segundo Koenker e Basset (1982), uma hipótese linear geral pode ser adotada sobre o vetor  $\zeta = (\beta(\tau_1)', \dots, \beta(\tau_m)')$  da forma:  $H_0: H\zeta = h$ .

O teste estatístico  $T_n = (H\zeta - h)' [H(\Omega \otimes (XX)^{-1})H]^{-1} (H\zeta - h)$  é assintoticamente  $\chi^2$  sob a hipótese nula ( $H_0$ ). Essa formulação envolve uma grande variedade de situações, de testes simples sobre um único coeficiente a testes conjuntos com vários coeficientes e quantis. Portanto, é possível, por exemplo, testar a igualdade ou não das inclinações dos coeficientes nos quantis.

Assim, os estimadores clássicos (OLS, 2SLS, GMM Simples) são tratados em conjunto com técnicas espaciais (Geoda e GMM Espacial) e de RQ. A amostra considera os seguintes quantis (ou *percentis*): 0,10 (primeiro percentil – 10%), 0,25 (quartil inferior), 0,50 (mediana), 0,75 (quartil superior) e 0,90 (último percentil – 90%), isto é,  $(\tau = 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 \text{ e } 0,9)$ . Foi usado o método de estimação “BR”, proposto por Barrodale-Roberts, adequado para o caso de amostras em torno de 3.500 observações e que permite *rank test*. O método *rank* produz intervalos de confiança para os parâmetros estimados invertendo um *rank test* como descrito em Koenker (1994). Os erros foram considerados não-i.i.d., implementando a proposta de Koenker e Machado (1999), o que conduz para a presença de heterocedasticidade, presume linearidade local das funções quantílicas condicionais e computa uma estimativa *Huber sandwich*, usando uma estimativa local de *sparsity*. Note-se também

que esse método satisfaz o critério *goodness-of-fit* (“pseudo- $R^2$ ”) para a seleção de modelo (ver KOENKER; MACHADO, 1999). Foram mantidas as variáveis explicativas estatisticamente significativas no modelo OLS.

### 4.3 MODELO COM DESPESA TOTAL<sup>18</sup>

Neste modelo, os indivíduos maximizam uma função utilidade quase-côncava sujeita a uma restrição orçamentária. O preço do bem privado ( $x$ ) é normalizado e igual a 1. Todos os indivíduos dentro da localidade consomem o mesmo nível de serviço público,<sup>19</sup> aqui denotado por  $z$ , cujo preço é  $p_z$ . As outras variáveis são a renda mediana individual ( $y_m$ ), a parcela de imposto ( $t_i$ ) e a receita total de impostos ( $T$ ). A quantidade ofertada de um serviço público por uma dada localidade é igual à quantidade mediana demandada por seus cidadãos com renda mediana. Assim, o problema individual consiste em maximizar a função utilidade, dada por:

$$u(x, z) \tag{12}$$

Sujeita à restrição orçamentária:

$$y_m = x + t_i b_m \tag{13}$$

em que  $y_m$  representa a renda do eleitor mediano,  $b_m$  a base de imposto e  $t_i$  a parcela de imposto. As funções demandas individuais dependem também da restrição orçamentária do governo, dada por:

$$cZ = G + t_i B \tag{14}$$

em que  $c$  é o custo médio ou marginal constante da produção do serviço público,<sup>20</sup>  $t_i B$  corresponde às receitas totais de impostos e  $G$  representa a transferência intergovernamental recebida pela comunidade. Recalculando (14) resulta que:

$$t_i = [cZ - G]/B \tag{15}$$

Devido à presença de congestionamento (*crowding out*) no consumo, a qualidade do serviço público depende do tamanho da população da comunidade ( $N$ ). Usando uma medida proporcional proposta por Bocherding e Deacon (1972), a função de produção do setor público ou função congestionamento pode ser escrita como:

$$Z = N^\gamma z \tag{16}$$

em que  $\gamma$  mede o efeito congestionamento ou efeito *crowding out*, e também a “publicidade” do bem. Se  $\gamma$  é igual à unidade, o serviço/bem é privado “puro” e não existe benefício de economias de escala para a comunidade: o consumo individual é igual a  $Z/N$ . Nesse caso, *club good* ou tamanho da cidade é irrelevante. Se  $\gamma$  é igual a

18. O uso desse modelo resultou no estudo de Mendes e Sampaio Sousa (2006).

19. A variável  $z$  pode ser tratada como a utilidade do bem provido ao indivíduo (BERGSTROM; GOODMAN, 1973) ou a quantidade do bem capturado pelo indivíduo (BORCHERDING; DEACON, 1972). A medida de  $z$  está diretamente relacionada com o grau de publicidade do serviço público (REITER; WEICHENRIEDER, 1999).

20. Bergstrom e Goodman (1973, p. 280) mostraram que isto é possível mesmo se as comunidades produzem serviços públicos usando alguns insumos locais, cujos preços possam diferir de lugar para lugar, e se todas as comunidades apresentam funções de produção homotéticas idênticas e curvas de oferta totalmente elásticas para insumos.

0, o serviço/bem é puramente público e  $Z = z$ . Porém, se  $\gamma$  é maior que a unidade, o bem é considerado supercongestionado marginalmente, e *camaraderie* (característica de bem livre), se menor que 1 (REITER; WEICHENRIEDER, 1999). Uma demanda adicional requer um aumento ou redução na oferta de  $Z$  de tal forma a manter  $z$  constante. Valores de  $\gamma$  entre 0 e 1 remetem à possibilidade dos serviços “impuros” ou com características mistas, parcialmente privados e públicos, em que os efeitos congestionamento estão presentes, mas ainda existem economias de escala no consumo.

O uso de (15) e (16) na restrição orçamentária do eleitor mediano (13) resulta em:

$$y_a = y_m + g(l/b) = x + (b_m/b) cN^{\gamma-1} z \quad (17)$$

em que  $y_a$  corresponde à receita mediana aumentada pela parcela das transferências intergovernamentais *per capita*,  $g = G/N$ , e  $b = B/N$ , em que  $B$  é a base do imposto total local.<sup>21</sup> A renda total do eleitor mediano deve financiar as despesas privadas, bem como a parcela de custo na aquisição do serviço público  $(b_m/b)N^{\gamma-1} z$ . Reescrevendo (17) tem-se:

$$x = y_m + (b_m/b)[g - cN^{\gamma-1} z] \quad (18)$$

Inserindo (18) em (12) resulta no seguinte problema de maximização:

$$\max u = u[(y_m + (b_m/b)[g - cN^{\gamma-1} z]), z] \quad (19)$$

Assumindo que a maximização de (19) conduz a função demanda do eleitor mediano para um serviço público local,  $z$ , segue que:

$$z = z[y_a, (b_m/b), N] \quad (20)$$

Definindo o preço do imposto do serviço público como o custo individual de adquirir uma unidade monetária adicional de serviço público local, que pode ser derivado diferenciando  $y_a$  com relação à  $z$ . O preço do imposto é, portanto:

$$\partial y_a / \partial z = p = (b_m/b) cN^{\gamma-1} \quad (21)$$

Cada consumidor sabe seu próprio custo (preço) do imposto e é capaz de definir a quantidade de serviço<sup>22</sup> para a comunidade. Supondo a função demanda definida por (20)  $z = f(p, y_a)$ , caracterizada por elasticidades-renda e preço constantes e adicionando um vetor  $\Omega_i$  de características socioeconômicas individuais e locais, que influencie a demanda, a função (20) pode ser escrita como:<sup>23</sup>

$$z = \alpha p^{\beta_1} y_a^{\beta_2} \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (22)$$

21. Essa especificação pode ser entendida como uma adaptação de Turnbull e Djoundorian (1994, p. 225), que usam renda mais uma parcela de ajuda “refletindo um aumento da renda da comunidade”.

22. Reiter e Weichenrieder (1997, p. 21) mostram três razões para os eleitores perceberem de maneira incorreta os custos dos serviços públicos: “ilusão fiscal”; “efeito *flypaper*” (ver também Wildasin, 1989, p. 360-361); e “complexidade de receita”.

23. Edwards (1990) prevê o formato em que a forma multiplicativa (22) ou (23) equivale a assumir que a tecnologia de consumo é Hicks-neutra com relação a  $\Omega_i$ , isto é, essas variáveis não afetam de maneira distinta os “insumos” da função de demanda.



Usando (21) e arrumando os termos, o modelo para demanda usado é:

$$z = \alpha [(b_m/b) cN^{\gamma-1}]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (23)$$

Escrevendo (21) em termos de  $Z$ , por meio de (16) tem-se que:

$$Z = z N^\gamma = \alpha [(bm/b) cN^{\gamma-1}]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} N^\gamma \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (24)$$

Finalmente, multiplicando (24) por  $p$  resulta em uma função estimável da despesa local,  $E$ :

$$E = p Z = p z N^\gamma = \alpha [(b_m/b) cN^{\gamma-1}]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} N^\gamma \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (25)$$

Reescrevendo (25) na forma logarítmica, a equação (26) representa a equação-padrão para analisar a demanda por serviços públicos locais (omitindo os índices individuais para cada município):

$$\ln E = k + \beta_1 [\ln (b_m/b)] + \beta_2 (\ln y_a) + \beta_3 (\ln N) + \sum_{i=1}^k \beta_i (\ln \Omega_i) + \varepsilon \quad (26)$$

em que  $k = (\ln \alpha + \beta_1 \ln c)$ ,  $\beta_1$  é a elasticidade-preço da demanda e a elasticidade-população,  $\beta_3$ , satisfaz a seguinte equação:

$$\beta_3 = \gamma(1 + \beta_1) - \beta_1 \quad (27)$$

#### 4.4 MODELO COM DESPESA *PER CAPITA*

O modelo baseado na despesa *per capita* apresenta algumas diferenças em relação ao anterior.<sup>24</sup> A formalização desse modelo segue o mesmo caminho daquele com despesa total, descrito na seção anterior. A diferença surge a partir da equação (25) que, neste caso, terá de ser considerada em termos *per capita*, ou seja:

$$E/N = e = p Z/N = p z N^\gamma / N = \alpha [(b_m/b) cN^{\gamma-1}]^{\beta_1} y_a^{\beta_2} N^{\gamma-1} \prod_{i=1}^k \Omega_i^{\beta_i} \quad (25')$$

A nova equação (26) representa a equação-padrão para analisar a demanda *per capita* por serviços públicos locais:

$$\ln e = k + \beta_1 [\ln (b_m/b)] + \beta_2 (\ln y_a) + \beta_3 (\ln N) + \sum_{i=1}^k \beta_i (\ln \Omega_i) + \varepsilon \quad (26')$$

24. Vale ressaltar que foram realizadas outras estimativas alternativas ao modelo apresentado: com o uso de outro critério para o *tax share* (calculado como a receita local/receita total, no primeiro estudo) e com a variável taxa de mortalidade (no lugar de esperança de vida). Porém, os resultados não foram melhores que os apresentados aqui. Conforme observa Reiter e Weichenrieder (1997, p.17), a aplicação do *tax share* é problemática para comunidades em que o imposto sobre propriedade se restringe a apenas uma pequena parcela da receita total. No segundo caso, as diferenças encontradas resumem-se à insignificância da taxa de mortalidade para as menores cidades – percentis 0,75 e 0,9 (ao contrário da esperança de vida, que é significativa para todas as faixas de despesas *per capita*).

em que  $k = (\ln \alpha + \beta_1 \ln c)$ ,  $\beta_1$  é a elasticidade-preço da demanda. A elasticidade-população  $\beta_3$  satisfaz a seguinte equação:

$$\beta_3 = (\gamma - 1) (\beta_1 + 1) \quad (27')$$

## 4.5 ESTIMATIVAS DE DEMANDAS SETORIAIS: SAÚDE E EDUCAÇÃO

### 4.5.1 Modelo do eleitor mediano aplicado ao setor saúde

A aplicação nesta seção toma como base o modelo com despesa *per capita*. Neste caso, os dados de despesa em saúde nos municípios foram obtidos do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops),<sup>25</sup> do Ministério da Saúde, e as demais 14 variáveis,<sup>26</sup> do Censo Demográfico 2000, do IBGE, e da STN. A despesa média ou *per capita* em saúde é a variável dependente, para uma amostra de 3.367 municípios, em 2000.

Algumas modificações em relação ao modelo com despesa *per capita* são implementadas, de forma a adequar a análise ao contexto específico do setor de saúde. Nas variáveis de localização, os municípios da região Nordeste são substituídos por *dummies*, que representam aquelas localidades integrantes do Programa Alvorada, de Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) abaixo de 0,5 e aquelas pertencentes à região Norte. Isso torna o Nordeste uma referência para a análise regional. Por fim, variáveis explicativas ou de controle mais compatíveis com a demanda por saúde pública são incorporadas ao modelo a ser estimado, conforme descrito a seguir.

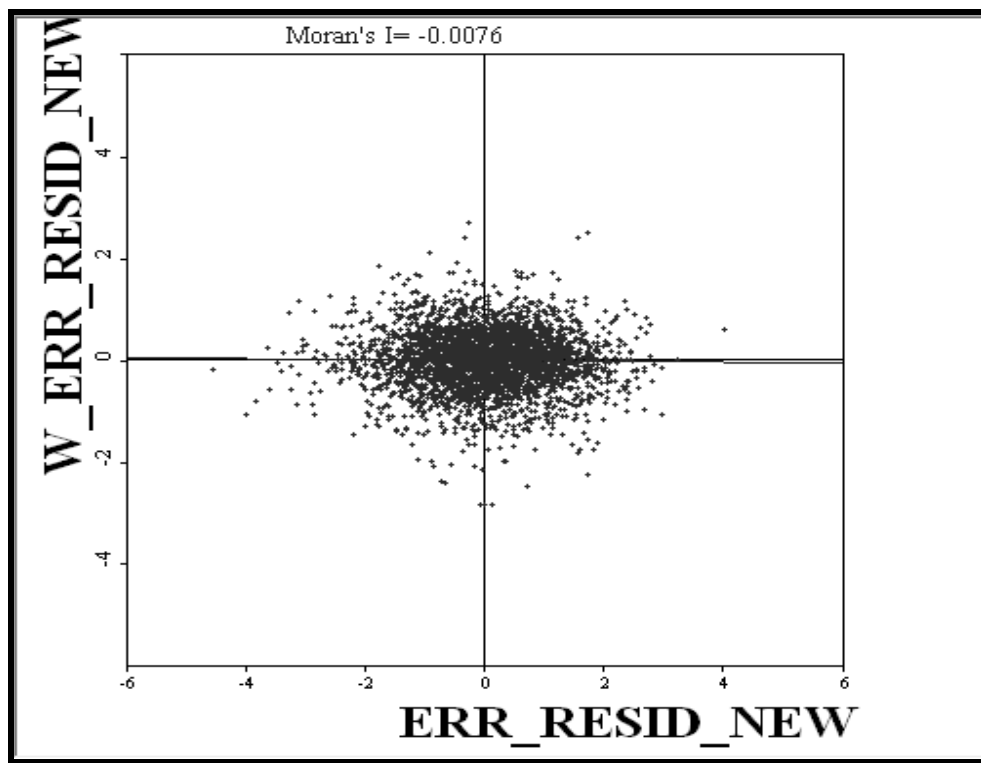
#### 4.5.1.1 Autocorrelação espacial e resultados

O instrumental econométrico é aplicado neste caso do serviço de saúde para avaliar a existência de autocorrelação espacial nas despesas *per capita* locais. Assim como para as despesas *per capita*, o índice I de Moran, calculado (0,129) para a despesa média em saúde, acusa a presença de autocorrelação espacial. Da mesma forma, o diagnóstico da estimativa OLS apresenta o método LM com erros AR espacial como mais significativo e, portanto, mais adequado de ser aplicado. No gráfico 1 é apresentado o índice I de Moran, já corrigido pela aplicação do método LM, que considera a autocorrelação espacial. Por questão de praticidade, serão apresentados, na tabela 2, somente os resultados relativos a esse último método, em conjunto com os resultados referentes à utilização do método GMM espacial.

---

25. Note-se que esse setor foi o único sobre o qual não foram utilizados dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Esta fonte considera o setor de saúde em conjunto com o de saneamento, o que influenciou a decisão de usar dados exclusivos para saúde, encontrados no Siops.

26. Muitas das variáveis utilizadas neste estudo compõem os mesmos ou semelhantes indicadores de acompanhamento do setor pelo Ipea (2004), agrupados em condições sanitárias (esperança de vida e taxas de mortalidade); infra-estrutura (leitos hospitalares); cobertura e produção de serviços (rede ambulatorial).



Nesse caso, observa-se somente uma diferença entre os resultados dos dois métodos citados para a variável taxa de mortalidade infantil, com coeficiente significativo apenas no resultado do GMM Espacial. Os demais parâmetros estimados apresentam sinais, níveis de significância e valores semelhantes em ambos os métodos. Vale lembrar que o método GMM Espacial considera o critério de contigüidade (*cut off*) igual a 0,5 ( $\approx 50$  Km), diferente do LM que usa uma matriz-padrão (0-1).

A alta elasticidade-preço encontrada sugere a característica de um bem “não-essencial”. Ao mesmo tempo, a elasticidade-renda (superior à unidade) reforça esse resultado e expressa a característica de um bem normal e superior (“de luxo”), corroborado na literatura do eleitor mediano sobre bens meritórios (GONZALEZ; MEANS; MEHAY, 1993). Os coeficientes das variáveis de população e da taxa de urbanização apresentam os sinais esperados (negativo e positivo, respectivamente). Enquanto o primeiro efeito já é bastante conhecido, o último demonstra a forte pressão de demanda advinda da urbanização.

Os parâmetros de congestionamento calculados nos dois métodos (0,155 (LM) e 0,245 (GMM Espacial)) mostram um alto grau de “publicidade” (*publicness*) do serviço de saúde no país, resultado esse compatível com as análises especializadas sobre o setor.

As demais variáveis apresentam sinais esperados, com destaque para os efeitos das parcelas da população de 0 a 4 anos e acima de 60 anos, dos domicílios cujo chefe de família ganhe até 1 salário mínimo (SM) – *proxy* de pobreza –, da taxa de urbanização e da rede hospitalar como fontes importantes de demanda por serviços de saúde, com efeitos positivos sobre a despesa média do serviço. As variáveis locais exprimem

diferenças regionais, mostrando a maior demanda por serviços de saúde nas regiões Nordeste (Programa Alvorada) e Sudeste, relacionada a fatores distintos, como já mencionado. Os resultados negativos para as regiões Sul e Centro-Oeste devem ser entendidos levando-se em conta a região Nordeste como referência.

TABELA 2

**Despesa *per capita* saúde – resultados LM erro AR e GMM espaciais**

Variáveis	Método LM Erro AR Espacial				Método GMM Espacial		
	Coefficientes	Erro-padrão	Valor-z	Prob.	Coefficientes	Erro-padrão	Prob.
Intercepto	-2,90461	0,33272	-8,72987	0,00000	-2,968	0,39133	3,34E-14
Preço ( <i>tax share</i> )	-0,85823	0,04374	-19,61983	0,00000	-0,84398	0,04827	0,00000
Renda mediana	1,32567	0,03230	41,04707	0,00000	1,31200	0,03843	0,00000
Pop. total	-0,11981	0,01246	-9,61856	0,00000	-0,11781	0,01343	0,00000
% da pop. 0 a 4 anos	0,34029	0,04155	8,19008	0,00000	0,32998	0,06152	0,00000
% da pop. mais 60 anos	0,12118	0,02977	4,06999	0,00005	0,12128	0,03955	0,00217
Taxa urbanização	0,05798	0,01859	3,11873	0,00182	0,06801	0,01806	0,00017
Taxa de mortalidade	0,04140	0,02658	1,55727	0,11941	0,06051	0,02707	0,02541
Hospitais	0,11047	0,01229	8,98859	0,00000	0,10975	0,01280	0,00000
% de dom. c/ chefe até 1 SM	0,09395	0,01281	7,33649	0,00000	0,09453	0,01355	0,00000
Programa Alvorada	0,06681	0,02643	2,52752	0,01149	0,05512	0,02533	0,02955
Região NO	-0,05244	0,04803	-1,09177	0,27493	-0,03875	0,04770	0,41659
Região CO	-0,13626	0,04375	-3,11460	0,00184	-0,12620	0,04188	0,00258
Região SE	0,09608	0,03497	2,74755	0,00600	0,10746	0,03441	0,00179
Região S	-0,14668	0,03855	-3,80519	0,00014	-0,13386	0,03812	0,00045
LAMBDA ( $\lambda$ )	0,21088	0,02190	9,63067	0,00000	-	-	-

Fonte: elaboração própria.

LM Erro AR Espacial:  $R^2$ : 0,517136;  $R^2$  (BUSE): -; Sq. Correlação: -; Log likelihood: -1.282,75

Variância: 0,124045; Critério Akaike info: 2.595,51; Erro-padrão: 0,3522; Critério Schwarz: 2.687,335736

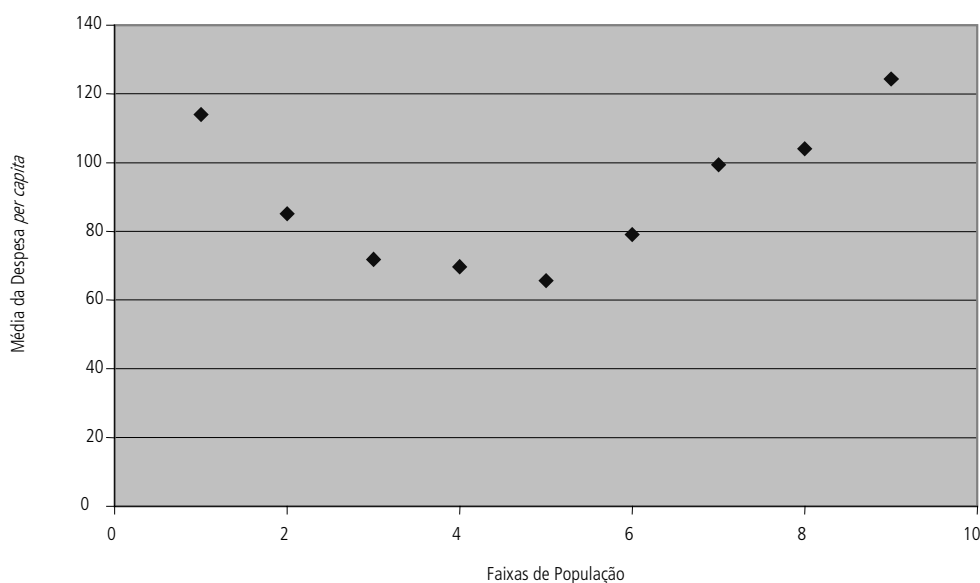
GMM Espacial: *Horizontal cutoff value*: 0,5; *Vertical cutoff value*: 0,5; *J-statistics*: 4,7261e-022; *J-statistics p-value*: 1.

#### 4.5.1.2 Resultados da regressão quantílica

A estimativa do modelo com base no método de RQ mantém as mesmas variáveis adotadas na seção anterior. Note-se, primeiramente, que o formato da curva de despesa *per capita* em saúde segue padrão<sup>27</sup> semelhante ao da despesa *per capita* total, mas com uma inclinação mais acentuada nas últimas faixas de população, como mostra o gráfico 2.

27. Consideram-se nove faixas de população, em número de habitantes e de municípios (entre parênteses): até 5 mil (601); de 5 mil a 10 mil (771); de 10 mil a 20 mil (897); de 20 mil a 30 mil (380); de 30 mil a 50 mil (278); de 50 mil a 100 mil (250); de 100 mil a 200 mil (95); de 200 mil a 500 mil (71); acima de 500 mil (24).

GRÁFICO 2

**Média despesa *per capita* saúde x faixas populacionais**

Como o método espacial não se aplica nesse caso, o fator distância é incluído no modelo para captar o efeito vizinhança. Os resultados encontrados (tabela 3) corroboram os anteriores e são compatíveis em termos de sinais, valores e significâncias, com algumas qualificações, em termos de significância ou diferenças, de acordo com as classes de despesa média consideradas.

O efeito vizinhança não é significativo somente nas duas classes opostas de despesa média (0,1 e 0,9), logo os parâmetros estimados não podem ser considerados distintos nas várias classes de despesa média. Isso demonstra a importância do efeito vizinhança, em certos casos, mas não acrescenta informação em relação aos métodos espaciais, considerados anteriormente.

O efeito preço segue o padrão (negativo) já comentado, mas apresenta valores bastante distintos (superiores), o que aponta para características de um serviço menos “básico ou essencial”, com efeitos mais intensos na maior classe de despesa média, associada com cidades de menor ou maior porte. No caso do efeito renda, porém, o teste não confirma efeitos distintos apenas entre o primeiro e o segundo percentis. Nos demais, as diferenças são significativas ao nível de 1%, exceto entre o segundo e último percentil (a 10%), sugerindo elasticidades-renda maiores (características de serviços de “luxo”) para os municípios (pequenos ou grandes) presentes nas classes de despesa média superiores. Quanto à população total, o impacto (negativo) é decrescente ao longo das classes de despesa, demonstrando que a presença do efeito escala é menor nos municípios menores (ou deseconomias nos maiores). Corroborando esses resultados, a taxa de urbanização afeta positivamente a despesa média, embora os coeficientes não sejam distintos ao longo das classes de despesa.

As estimativas para o parâmetro de congestionamento ao longo das classes de despesa *per capita* (0,426; 0,431; 0,524; -0,387; e 3,436) mostram uma forte variabilidade desse efeito, chegando em certos casos a valores negativos (*camaraderie*) ou acima da unidade (*gridlock*). Esses resultados destoam dos anteriores. No penúltimo

percentil, surge o que se denomina *camaraderie* e o resultado pode ser explicado pela predominância de pequenos municípios, onde os serviços de saúde são fortemente subsidiados.<sup>28</sup> Já no último percentil, o valor estimado bem acima da unidade, reflete a inclusão de cidades, como São Paulo e Rio de Janeiro, que podem estar distorcendo o resultado, por apresentarem características de “supercongestionamento” (*gridlock*).

TABELA 3  
Despesa *per capita* saúde – resultados regressão quantílica

Variáveis	.10	.25	.50	.75	.90
Intercepto	-2,24275 *** (0,54357)	-2,61875 *** (0,48615)	-3,31020 *** (0,37524)	-3,19233 *** (0,40888)	-3,43440 *** (0,46898)
Distância	0,00590 (0,00767)	0,01280 * (0,00708)	0,01084 * (0,00589)	0,01273 *** (0,00571)	0,01092 (0,00784)
Preço ( <i>tax share</i> )	-0,69194 *** (0,06369)	-0,73361 *** (0,05682)	-0,79113 *** (0,05054)	-0,93381 *** (0,05420)	-1,03416 *** (0,06127)
Renda mediana	1,19766 *** (0,05098)	1,25692 *** (0,04470)	1,28789 *** (0,03568)	1,32507 *** (0,03821)	1,35458 *** (0,04136)
População total	-0,17697 *** (0,01834)	-0,15157 *** (0,01680)	-0,09943 *** (0,01371)	-0,09180 *** (0,01416)	-0,08323 *** (0,01815)
Taxa urbanização	0,04871 * (0,02734)	0,05965 *** (0,02330)	0,06397 *** (0,01760)	0,06224 *** (0,02094)	0,07403 *** (0,02490)
% da pop. de 0 a 4 anos	0,34829 *** (0,09545)	0,36907 *** (0,08300)	0,28386 *** (0,04765)	0,31420 *** (0,06283)	0,29853 *** (0,05980)
% da pop. com mais 60 anos	0,06188 (0,05814)	0,06345 (0,05339)	0,09740 *** (0,03313)	0,16928 *** (0,03646)	0,21844 *** (0,04294)
Hospitais	0,11854 *** (0,01833)	0,10975 *** (0,01632)	0,09845 *** (0,01222)	0,10460 *** (0,01418)	0,10924 *** (0,01781)
Taxa de mortalidade	0,05307 (0,03360)	0,03127 (0,03255)	0,06432 ** (0,02650)	0,04155 (0,02871)	0,10270 *** (0,03555)
% de dom. até 1SM	0,08989 *** (0,01797)	0,09816 *** (0,01600)	0,09400 *** (0,01230)	0,10206 *** (0,01404)	0,10286 *** (0,01668)
Programa Alvorada	0,09071 *** (0,03523)	0,03459 (0,03167)	0,06727 ** (0,02752)	0,08145 *** (0,02634)	0,01006 (0,03527)
Região NO	-0,14611 * (0,08537)	-0,12713 ** (0,05152)	-0,02520 (0,06690)	0,07597 (0,04924)	0,06074 (0,06571)
Região CO	-0,05845 (0,04868)	-0,13398 ** (0,05748)	-0,09520 ** (0,04273)	-0,06028 (0,04518)	-0,15703 *** (0,06088)
Região SE	0,20533 *** (0,04062)	0,13071 *** (0,04012)	0,12844 *** (0,03290)	0,09135 *** (0,03457)	0,04358 (0,04444)
Região S	-0,06389 (0,04573)	-0,15007 *** (0,04421)	-0,13534 *** (0,03723)	-0,13316 *** (0,04076)	-0,10309 ** (0,04863)

Fonte: elaboração própria.

Nota: Em parênteses: erro-padrão dos parâmetros estimados.

\* Significante a 10%.

\*\* Significante a 5%.

\*\*\* Significante a 1%.

Nas demais variáveis de controle, são encontradas diferenças específicas nos vários quantis. É importante observar os efeitos positivos e crescentes nas classes de despesa das variáveis percentual da população com mais de 60 anos e taxa de mortalidade (nesse caso, apenas entre o segundo e o último percentil e entre os dois

28. A livre provisão de serviços públicos pode ser vista como o caso-limite de subsídio, com o consumo do serviço a preço abaixo do custo de produção (ATKINSON; STIGLITZ, 1987).

últimos). Esse resultado confirma a relevância dessas variáveis na determinação da demanda de saúde, especialmente nas cidades de menor ou maior porte.

As variáveis percentual da população entre zero e quatro anos, domicílios cujos chefes de família ganham até um SM (*proxy* de pobreza) e número de hospitais contribuem para elevar a despesa média em saúde, porém esse impacto não representa diferença significativa entre os quantis considerados. Finalmente, as variáveis de localização atuam de modo diferenciado na despesa média. O programa alvorada (que, em geral, atende municípios do Nordeste) e a região Sudeste exercem efeitos positivos, enquanto as demais regiões, efeitos negativos devido à região Nordeste ser tomada como referência.

#### 4.5.2 Modelo do eleitor mediano aplicado à educação

O modelo para estimar a demanda por educação municipal é semelhante ao aplicado anteriormente no caso do serviço de saúde. Os dados de despesa em educação (e cultura)<sup>29</sup> nos municípios foram obtidos do Finbra da STN e as demais 15 variáveis socioeconômicas explicativas do modelo, características da demanda pelo serviço, provêm do Censo Demográfico do IBGE e da STN (despesa e transferências intergovernamentais). Dessa maneira, estima-se o modelo com a despesa média ou *per capita* em educação como variável dependente para uma amostra de 3.426 municípios, em 2000.

##### 4.5.2.1 Autocorrelação espacial e resultados

O mesmo instrumental econométrico anterior é utilizado para avaliar a existência de autocorrelação espacial nas despesas *per capita* locais em educação nos municípios brasileiros. O índice I de Moran calculado pelo método clássico (OLS) foi de 0,128, confirmando, também nesse serviço, a presença de autocorrelação espacial. O diagnóstico realizado na estimativa OLS sugere o uso do método LM nos erros AR espacial como o mais significativo. Nesse caso, como antes, são apresentados somente os resultados desse último método, em conjunto com os resultados do método GMM espacial, conforme descritos na tabela 4.

Os dois métodos utilizados apresentam resultados semelhantes em relação aos sinais esperados e aos níveis de significância dos parâmetros estimados; com exceção daqueles das variáveis capital e coligação 1, todos os demais parâmetros são significativos ao nível de 1%, de 5%, no caso da população com mais de 15 anos (no GMM), ou de 10% (coligação 2 e participação em consórcios). Com respeito aos valores dos parâmetros estimados pelos dois métodos, observa-se que todas as variáveis apresentam resultados semelhantes, exceto a relativa à população com mais de 15 anos alfabetizada. As diferenças encontradas, porém, podem ser explicadas em função dos critérios de vizinhança implícitos nos métodos adotados, como já discutido anteriormente. Vale lembrar que o método GMM Espacial é considerado mais robusto.

---

29. Apesar dos dados contidos na base Finbra/STN agregar educação e cultura, a parcela referente à primeira função é considerada preponderante.

TABELA 4

**Despesa per capita educação – resultados LM erro espacial e GMM espacial**

Variáveis	Estimação LM – Modelo Erro Espacial				GMM espacial		
	Coef.	Erro-padrão	Valor-z	Prob.	Coef.	Erro-padrão	Prob.
Intercepto	-0,8876	0,1953	-4,5441	0,0000	-0,8503	0,2659	0,0014
Preço	-0,7850	0,0342	-22,9301	0,0000	-0,7681	0,0436	0,0000
Renda mediana	1,1783	0,0224	52,5011	0,0000	1,1703	0,0268	0,0000
População total	-0,0820	0,0110	-7,4826	0,0000	-0,0766	0,0172	0,0000
Densidade demográfica	-0,0238	0,0058	-4,0954	0,0000	-0,0217	0,0061	0,0004
Alunos - escolas particulares	-0,0341	0,0067	-5,0881	0,0000	-0,0379	0,0102	0,0002
% da pop. com mais de 15 anos alfab.	-0,2468	0,0716	-3,4493	0,0006	-0,1852	0,0775	0,0169
% da pop. com menos de 15 anos	0,9796	0,0054	180,0732	0,0000	0,9784	0,0071	0,0000
Capital	0,0011	0,0553	0,0191	0,9847	-0,0257	0,0586	0,6611
Região N	0,4607	0,0372	12,3993	0,0000	0,4710	0,0323	0,0000
Região CO	0,2149	0,0381	5,6481	0,0000	0,2180	0,0335	0,0000
Região SE	0,5162	0,0353	14,6098	0,0000	0,5149	0,0303	0,0000
Região S	0,2901	0,0362	8,0141	0,0000	0,2943	0,0326	0,0000
Coligação 1 (situação)	-0,0122	0,0148	-0,8240	0,4100	-0,0170	0,0137	0,2140
Coligação 2 (oposição)	-0,0285	0,0172	-1,6588	0,0972	-0,0349	0,0188	0,0635
Part. em consórcio municipal	-0,0207	0,0116	-1,7793	0,0752	-0,0243	0,0138	0,0775
LAMBDA ( $\lambda$ )	0,2661	0,0212	12,5640	0,0000	-	-	-

Fonte: elaboração própria.

LM Erro AR Espacial:  $R^2$ : 0,914579;  $R^2$  (BUSE): -; Correlação Sq.: -; Log *likelihood*: 306,02

Variância: 0,068762; Critério de Akaike info: 644,03

Erro-padrão da regressão: 0,262225; Critério de Schwarz: 742,256136

Mean dependent var: 5,030420; S.D. dependent var: 0,897206;

Graus de Liberdade: 3410

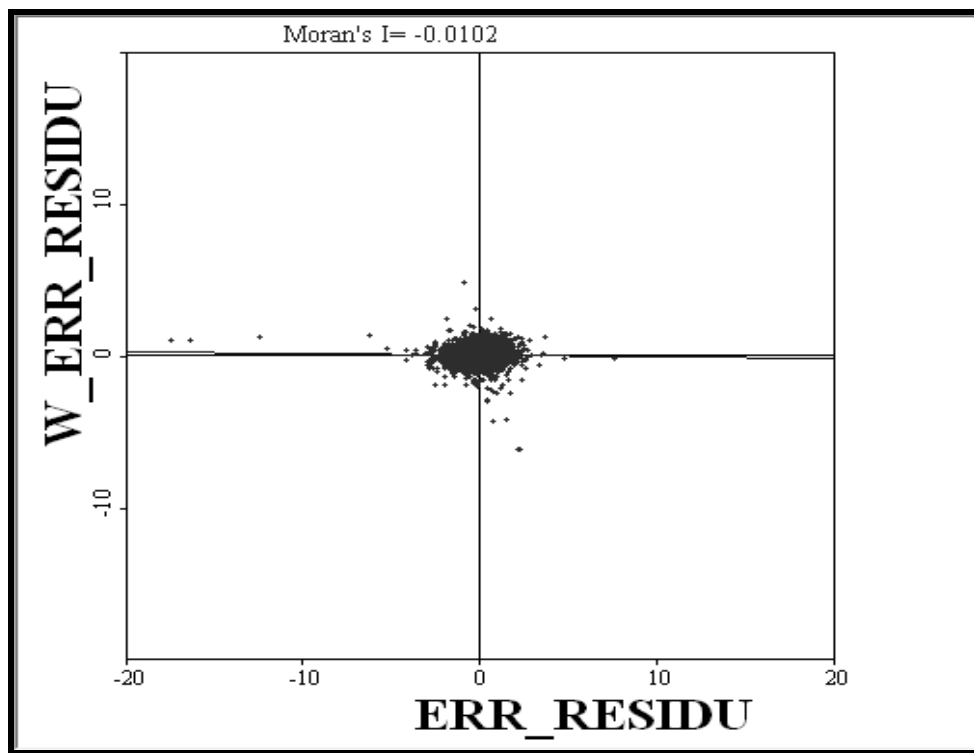
GMM Espacial: Horizontal cutoff value: 0,5; Vertical cutoff value: 0,5

J-statistics: 3,8257e-021; J-statistics p-value: 1.

Finalmente, verifica-se que após a estimativa pelo método LM erro, o índice I de Moran corresponde a -0,0102 (gráfico 3), conforme o resultado corrigido para a autocorrelação espacial encontrada por meio da regressão clássica (OLS).

Note-se que as elasticidades-renda estimadas, superiores à unidade, vão ao encontro de estudos anteriores, segundo os quais os bens meritórios (*merit goods*) tendem a apresentar características de bens de “luxo”. Uma síntese desses estudos encontra-se no trabalho de Sanz e Velázquez (2002). Os parâmetros de congestionamento calculados nos dois métodos (0,619 – LM; e 0,670 – GMM Espacial) mostram que, no caso da educação, diferentemente do setor saúde, o efeito congestionamento é mais acentuado, reduzindo o caráter de “publicidade” (*publicness*) do serviço educação. Porém, mesmo nesse caso, mantém-se o argumento anterior sobre a presença de economias de escala no consumo desse serviço.





Esse aspecto é corroborado, ainda, pelos resultados do coeficiente da população e dos fatores redutores da despesa: densidade demográfica e participação em consórcio municipal. Alunos em escolas particulares, como serviço privado substituto ao público, assim como a parcela da população acima de 15 anos alfabetizada, também constituem fatores redutores da despesa média em educação, como esperado. A parcela da população diretamente envolvida na provisão de serviços de educação municipal (ensinos básico e fundamental), abaixo de 15 anos, consiste em fonte de aumento de despesa na área.

Do ponto de vista regional, a única diferença nos efeitos (positivos) da localização do município diz respeito aos valores distintos dos coeficientes estimados em cada região. Em geral, as regiões Nordeste e Sudeste requisitam demandas maiores para os serviços de educação, em relação às demais, por motivos já discutidos. Por fim, do ponto de vista político, o coeficiente estimado da coligação 2 (de oposição) apresenta efeito redutor na despesa média, o que não é um resultado esperado, em virtude da hipótese de que o eleitor votaria em partidos de oposição para aumentar as despesas sociais, especialmente em educação (ver tabela 4).

#### 4.5.2.2 Resultados da regressão quantílica

A estimativa do modelo pelo método de RQ mantém as mesmas variáveis adotadas na seção anterior, excluída a variável capital, dada a insignificância do coeficiente.<sup>30</sup> No

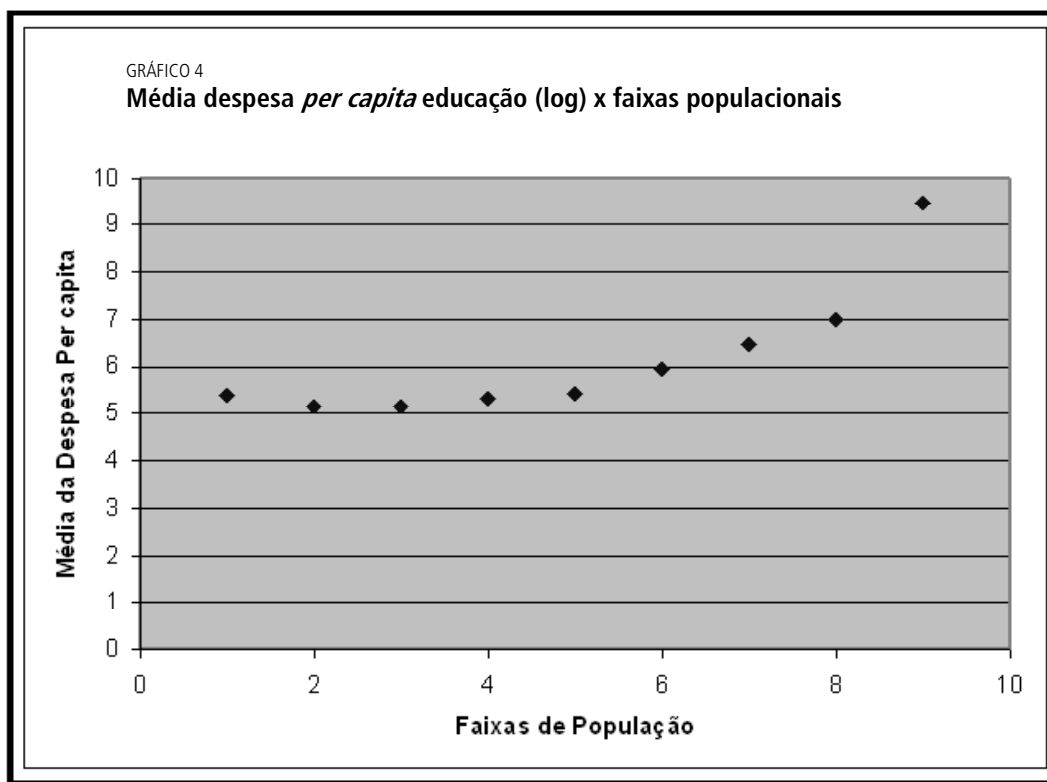
30. As faixas populacionais, nesse caso, são semelhantes às anteriores (ver nota 27), alterando apenas o número de municípios em cada faixa: 609, 789, 920, 385, 283, 250, 95, 71 e 24, respectivamente.

entanto, o formato da curva de despesa *per capita* em educação (gráfico 4) segue padrão um pouco distinto dos anteriores.

A despesa decresce apenas entre as faixas 1 e 2 e torna-se crescente a partir daí, com um pico na faixa acima de 500 mil habitantes. Isto é, existe maior homogeneidade no custo médio nas faixas populacionais de 1 a 5.

Na RQ, como já explicado, inclui-se o fator distância para captar o efeito vizinhança. Há compatibilidade entre os resultados do método RQ e os anteriores, exceto na parcela da população menor de 15 anos e na participação em consórcios municipais.

Quanto aos testes das diferenças nas elasticidades calculadas nos quantis, as variáveis renda mediana, preço, densidade demográfica, alunos em escolas particulares, população com mais de 15 anos alfabetizada, região Sudeste, participação em consórcio municipal e coligação 2 apresentam diferenças nos valores dos parâmetros calculados entre as várias classes de despesa *per capita*.



Na comparação com quantis específicos outras variáveis também apresentam valores diferentes: *a)* distância: entre o primeiro ou o segundo percentis e a mediana; *b)* região Sul: entre o primeiro e o último percentis; *c)* coligação 1: entre os dois últimos percentis. Finalmente, no caso de população, são encontrados vários diferenciais comparando-se diversos grupos de quantis. No que diz respeito aos resultados, observa-se, a partir da tabela 5, que as elasticidades-preço (negativas) e renda (positivas) aumentam na medida do crescimento da classe de despesa *per capita*, mostrando que em classes superiores (em particular nas cidades de menor porte) a característica de bem “menos essencial” ou de “luxo” é acentuada. A elasticidade

populacional tem efeitos decrescentes ao longo das classes de despesa *per capita*, o que sugere menor efeito escala nas maiores cidades. Esse efeito também é captado pela variável densidade demográfica, porém menos acentuado no quintil mediano e crescente para os percentis menores (cidades menores) e maiores (cidades maiores). A participação em consórcio é também um fator de redução de custos (economia de escala), apesar dos coeficientes não serem considerados distintos entre os quantis, assim como não são significantes para classes de despesa *per capita* extremas (0,1 e 0,9).

TABELA 5

**Despesa *per capita* educação – resultado regressão quantílica**

Variáveis	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Intercepto	-0,7242 *** (0,2780)	-0,5183 *** (0,2142)	-0,4644 ** (0,2085)	-0,4758 ** (0,1887)	-1,0564 *** (0,2319)
Distância	0,0132 ** (0,0063)	0,0025 (0,0041)	0,0012 (0,0045)	0,0061 (0,0039)	0,0031 (0,0048)
Preço ( <i>tax price</i> )	-0,6487 *** (0,0482)	-0,6870 *** (0,0364)	-0,7594 *** (0,0361)	-0,7520 *** (0,0323)	-0,8282 *** (0,0376)
Renda mediana	1,1114 *** (0,0322)	1,1323 *** (0,0234)	1,1344 *** (0,0226)	1,1534 *** (0,0211)	1,2498 *** (0,0264)
População total	-0,1153 *** (0,0132)	-0,1064 *** (0,0107)	-0,0942 *** (0,0110)	-0,0925 *** (0,0097)	-0,0701 *** (0,0133)
Densidade demográfica	-0,0390 *** (0,0070)	-0,0280 *** (0,0061)	-0,0192 *** (0,0059)	-0,0229 *** (0,0050)	-0,0318 *** (0,0063)
Alunos em escola particular	-0,0093 (0,0075)	-0,0244 *** (0,0064)	-0,0353 *** (0,0068)	-0,0317 *** (0,0060)	-0,0410 *** (0,0085)
% da pop. com mais de 15 anos alfabetizada	-0,3559 *** (0,0752)	-0,1582 ** (0,0689)	-0,1346 ** (0,0654)	-0,0441 (0,0531)	-0,0310 (0,0758)
% da pop. com menos 15 anos	0,9909 *** (0,0086)	0,9853 *** (0,0062)	0,9879 *** (0,0062)	0,9869 *** (0,0057)	0,9885 *** (0,0072)
Região NE	0,4542 *** (0,0290)	0,4938 *** (0,0288)	0,4683 *** (0,0413)	0,4397 *** (0,0383)	0,4276 *** (0,0400)
Região CO	0,2012 *** (0,0310)	0,2276 *** (0,0280)	0,2302 *** (0,0425)	0,2073 *** (0,0384)	0,1611 *** (0,0381)
Região SE	0,5282 *** (0,0276)	0,5427 *** (0,0249)	0,5159 *** (0,0399)	0,4538 *** (0,0385)	0,4164 *** (0,0392)
Região S	0,3128 *** (0,0242)	0,2814 *** (0,0260)	0,2752 *** (0,0409)	0,2545 *** (0,0396)	0,2362 *** (0,0411)
Coligação 1 (situação)	-0,0182 (0,0150)	-0,0161 (0,0135)	-0,0110 (0,0152)	-0,0302 ** (0,0126)	-0,0088 (0,0130)
Coligação 2 (oposição)	-0,0453 ** (0,0227)	-0,03772 ** (0,01812)	-0,00454 (0,0184)	-0,03339 ** (0,01551)	0,00255 (0,01496)
Participação em consórcio municipal	0,0209 (0,0160)	-0,0254 ** (0,0117)	-0,0425 *** (0,0120)	-0,0262 ** (0,0113)	-0,0158 (0,0141)

Fonte: elaboração própria.

Nota: Em parênteses: erro-padrão dos parâmetros estimados.

\* Significante a 10%.

\*\* Significante a 5%.

\*\*\* Significante a 1%.

Com relação aos parâmetros de congestionamento calculados pelos vários métodos (LM = 0,6186; GMM = 0,6697; e RQ = 0,672; 0,660; 0,608; 0,627; e 0,592), as diferenças encontradas, considerados os vários percentis, mostram o grau de publicidade do serviço em educação inferior ao de saúde, apesar de aumentar ao longo das classes de despesa *per capita*, em particular nas cidades de maior porte. Apesar de inferiores aos valores do modelo geral de despesa *per capita*, os parâmetros demonstram a mesma característica anterior em face das “indivisibilidades” (efeito “zôo”) ou da diversificação, que remete a serviços mais caros capazes de influenciar o valor do parâmetro encontrado nos serviços educacionais.

As variáveis que identificam mais especificamente a demanda por serviços no setor são alunos em escolas particulares, população com mais de 15 anos alfabetizada e população com menos de 15 anos. Elas apresentam os sinais esperados, com destaque para as duas primeiras, que compreendem fatores substitutos ou redutores da demanda por educação, e acusam, no primeiro caso, efeitos (negativos) maiores nas classes de despesa *per capita* maiores (cidades de maior porte), ocorrendo o contrário no segundo caso. O efeito positivo da terceira variável, como esperado, não pode ser considerado distinto entre os vários quantis.

Por fim, os coeficientes das variáveis de localização (regionais) mostram que as regiões Nordeste e Sudeste apresentam demandas maiores por educação. No caso do Sudeste, são identificados efeitos maiores nas classes de despesa menores, o que sugere uma maior eficiência das cidades de porte médio nessa região. Por fim, as coligações 1 (situação) e 2 (oposição) sofrem as mesmas influências redutoras na despesa *per capita* em educação, mas significantes apenas no último percentil (no caso da oposição, também nos dois primeiros quantis). Esse resultado pode ser atribuído, em parte, ao fato de a legislação “rígida” para a provisão desse serviço nos municípios deslocar o foco de interesse político para outras áreas de serviços públicos locais.

## 5 CONCLUSÕES

As estimativas de demanda por serviços públicos locais para os municípios brasileiros, com base no modelo do eleitor mediano, foram realizadas para dois casos setoriais (saúde e educação). Os resultados são consistentes com a estrutura teórica e empírica, discutida na seção 2, sugerindo que a abordagem do eleitor mediano pode ser útil para descrever o comportamento da despesa pública local no Brasil. Foram utilizados vários métodos alternativos de estimação (OLS, LM, 2SLS, GMM simples, GMM espacial e RQ), que sustentam a robustez dos resultados encontrados.

De maneira específica, os métodos espaciais e a RQ permitiram a identificação de autocorrelação espacial e a investigação dos efeitos das variáveis explicativas sobre diferentes classes de despesa pública local, demonstrando a heterogeneidade entre municípios. Os testes realizados e as correções nas autocorrelações espaciais existentes asseguram maior robustez aos resultados. Na RQ, o aspecto mais importante é o impacto das variáveis socioeconômicas nas despesas municipais (totais ou *per capita*) não depender da classe de despesa considerada, o que confirma algumas hipóteses da literatura internacional. Muitos estudos tentaram estimar médias para grupos ou faixas de população mais homogeneamente agrupados, tratando a amostra com uma “decomposição” ou “truncagem” da variável dependente. Contudo, o tratamento

realizado pelo método de regressão quantílica é mais adequado devido ao uso da função quantílica condicional.

As principais variáveis dos modelos estimados (preço, renda e população) foram sempre significativas e tiveram os sinais esperados. As elasticidades-renda estimadas nos casos gerais para os serviços públicos municipais se mantêm dentro dos padrões esperados, apesar das estimativas acima da média internacional. Nas elasticidades-renda setoriais estimadas, os resultados se assemelham aos da literatura internacional, que mostra o serviço público com a característica usual de bens “meritórios”.

Resultados para o efeito congestionamento sugerem, na maioria dos casos, que o parâmetro *crowding out* é inferior à unidade, com exceção do setor saúde para classes de despesa *per capita* superiores, geralmente associadas a pequenas cidades (sugerindo a presença de fortes subsídios) ou grandes cidades (supercongestionamento). Esses resultados estão, claramente, abaixo daqueles encontrados em estudos internacionais, em que esse parâmetro tende a ser, geralmente, maior que a unidade, caracterizando efeitos congestionamento substanciais. O resultado diverso obtido para os municípios brasileiros decorre, provavelmente, do efeito escala. Isso porque, de maneira geral, um aumento no número de habitantes diminui o custo marginal (*tax price*) do serviço público. O reduzido tamanho dos municípios brasileiros impede que as pequenas municipalidades explorem as economias de escala inerentes à provisão desses serviços, provocando a redução do efeito congestionamento.

Note-se, por fim, que o efeito congestionamento decresce ao longo das classes de despesa consideradas, com algumas exceções, como no caso dos serviços de saúde. Esse resultado surpreende, pois se espera que o efeito congestionamento seja maior nas grandes cidades. Porém, uma avaliação adicional sugere cautela com tal interpretação. As indivisibilidades características à produção de certos serviços públicos, no Brasil, restringem a provisão desses serviços aos grandes centros urbanos em detrimento dos municípios menores. Assim, as maiores despesas que caracterizam esses grandes centros refletem não apenas um custo de congestionamento, mas também o fato de que eles oferecem um conjunto maior de serviços, em comparação com as cidades de pequeno porte.

Os resultados também demonstram que o porte da cidade influencia a magnitude do efeito congestionamento; esse impacto mostrou-se decrescente, no primeiro modelo, com a classe de despesa total considerada. Esse é um resultado surpreendente, pois sugere um efeito congestionamento menor para as grandes cidades, o que vai de encontro aos resultados obtidos na literatura internacional. Uma avaliação detalhada permite entender isso melhor. As indivisibilidades, que caracterizam a oferta de certos serviços, limitam a provisão aos grandes centros urbanos. Nesse caso, as maiores despesas totais refletem não apenas um custo de congestionamento, mas também o fato de as cidades maiores oferecerem um conjunto mais diversificado e complexo de serviços, quando comparadas com as pequenas cidades. Isso corresponde ao que na literatura se denomina efeito “zôo”. Portanto, o efeito congestionamento reduzido ao longo das classes de despesas totais pode estar refletindo elementos de escala medidos pelas elasticidades da população sobre o efeito preço.

No modelo em que se considera a despesa *per capita*, a aplicação de técnicas econométricas espaciais, em conjunto com os procedimentos utilizados no modelo

anterior, garantem maior robustez nos resultados dos parâmetros estimados. Independentemente dos métodos e das variáveis de controle empregados, os coeficientes estimados para as variáveis principais – preço, renda e população – mostraram-se robustos. Quanto ao efeito congestionamento, o maior parâmetro para classes menores de despesa, diante das relações existentes entre as despesas médias e os portes dos municípios (em geral, na forma de U), sugere que as cidades de médio porte exploram, de forma mais eficiente, as economias de escala, que caracterizam a produção/provisão dos serviços públicos. Pode-se, assim, inferir também sobre o grau de eficiência no atendimento da demanda comunitária por parte do governo local, haja vista a relação com o menor custo médio. No caso, a noção de eficiência pode ainda se relacionar ao “tamanho” da localidade (escala), que determina em última instância o parâmetro de congestionamento ou “publicização” do serviço.

Para as pequenas ou grandes cidades associadas normalmente com as classes superiores de despesa *per capita*, os menores valores dos parâmetros de congestionamento representam diferentes aspectos. De fato, embora essas localidades tenham em comum elevados níveis de despesa *per capita*, os resultados refletem contextos socioeconômicos distintos. Assim, a maior “publicidade” dos serviços nas maiores classes de despesa *per capita* deve-se à predominância dos pequenos municípios nessas classes de despesa. Por outro lado, o fato de as cidades de grande porte estarem, também, presentes nas mesmas classes de despesa faz com que essa característica de “publicidade” reflita, ainda, a presença de “indivisibilidades”/efeito “zôo” na provisão de serviços públicos. Finalmente, os coeficientes estimados para as variáveis densidade demográfica, taxa de urbanização ou participação em consórcios municipais reforçam o fato de a grande maioria dos municípios brasileiros atuarem na parte decrescente da curva de custo médio, em que os custos fixos médios prevalecem sobre os custos variáveis.

Existe, ainda, ampla evidência do vínculo entre o comportamento da despesa pública local e características socioeconômicas da comunidade. Assim, os seguintes elementos foram apresentados na avaliação do comportamento das despesas públicas locais: as receitas tributárias próprias, que se fundamentam em serviços e propriedade e são a base dos indicadores de *tax share*; o papel fundamental das transferências de recursos, como rendas adicionais ao consumidor mediano; os processos de criação e união de municípios, por suas implicações sobre o tamanho dos municípios e em função das conseqüências em termos de presença de economias de escala no consumo de serviços públicos locais.

Especialmente no setor saúde, de maneira particular, os resultados obtidos nas faixas superiores de despesa *per capita* merecem comentários adicionais. O parâmetro de congestionamento calculado para o penúltimo percentil, no qual predominam as menores cidades, mostra que os serviços considerados podem ser vistos como *camaraderie*. Nesse caso, o resultado remete a casos-limites de subsídio ou ineficiência, já que a provisão desses serviços se faz a preços muito abaixo do custo de produção. Note-se, porém, que o elevado valor encontrado desse parâmetro para o último percentil – acima da unidade – acusa a presença de supercongestionamento (*gridlock*). Esse resultado deve-se, provavelmente, à presença de cidades de grande porte na última faixa de despesa *per capita*. Ambos os resultados são compatíveis com a noção corrente dos serviços públicos na área de saúde oferecidos por essas localidades.

Para finalizar, entende-se que ainda existe a necessidade de uma série de estudos adicionais para comprovar e respaldar a robustez dos resultados aqui encontrados. Assim, uma extensão natural deste estudo envolve uma descrição mais detalhada dos efeitos *spillover*, que caracterizam a demanda por serviços públicos locais, particularmente nas áreas metropolitanas. Além disso, o uso de dados em painel permitirá uma análise comparativa com outros anos censitários, permitindo, assim, uma avaliação da dinâmica do comportamento das despesas locais, para uma percepção mais completa do papel da demanda comunitária por serviços públicos no comportamento da despesa pública dos municípios brasileiros.

## REFERÊNCIAS

- ANSELIN, L. Space and applied econometrics. *Regional Science and Urban Economics*, North-Holland, v. 22, p. 307-316, 1992.
- \_\_\_\_\_. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- \_\_\_\_\_. *Under the hood. Issues in the specification and interpretation of spacial regression models*. Department of Agricultural and Consumer Economics. University of Illinois, Urbana-Champaign. Mimeo. 2002. Acesso em: <<http://sal.uiuc.edu/users/anselin/papers/hood.pdf>>.
- ANSELIN, L.; SYABRI, I.; SMIRNOV, O. *Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows*. Spatial Analysis Laboratory (SAL) Department of Agricultural and Consumer Economics. University of Illinois, Urbana-Champaign. Mimeo. 2002. Acesso em: <[http://sal.uiuc.edu/users/anselin/papers/multi\\_lisa.pdf](http://sal.uiuc.edu/users/anselin/papers/multi_lisa.pdf)>.
- ATKINSON, A. B.; STIGLITZ, J. E. *Lectures on public economics*. New York: McGraw-Hill, 1987.
- BARLOW, R. Efficiency aspects of local school finance. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 78, n. 5, p. 1.028-1.040, Sep./Oct. 1970.
- BARR, J. L.; DAVIS, O. A. An elementary political and economic theory of the expenditures of local governments. *Southern Economic Journal*, Oklahoma, v. 33, p. 149-165, 1966.
- BAUDRY, M.; LEPRINCE, M.; MOREAU, C. Préférences révélées, bien public local et electeur médian: tests sur données françaises. *Économie et Prévision*, v. 156, p. 125-145, 2002.
- BERGSTROM, T. C.; GOODMAN, R. P. Private demands for public goods. *The American Economic Review*, Nashville, v. 63, n. 3, p. 280-296, June 1973.
- BORCHERDING, T. E.; DEACON, R. T. The demand for the services of non-federal governments. *American Economic Review*, Nashville, v. 62, p. 891-901, 1972.
- BRASIL. *Constituição* (1988) [CF 88]. Constituição federal. 13ª ed. Brasília: Câmara dos Deputados, 2000.
- BREMAEKER, F. E. J. *Ibam 50 anos: despesas municipais com as funções de competência da União e dos estados em 2001*. Rio de Janeiro: Ibam, 2003a (Estudos Especiais, 49).

- BUCHANAN, J. M. An economic theory of clubs. *Economica – New Series*, v. 32, n. 125, p. 1-14, 1965.
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *The Journal of Human Resources*, Madison, WI, v. 33, p. 88-126, 1998.
- CARVALHO, A. Y.; DA MATA, D.; CHOMITZ, K. *Estimation of multiequation cross-section models in the presence of spatial autocorrelation*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.111).
- CONLEY, T. G. GMM estimation with cross sectional dependence. *Journal of Econometrics*, v. 92, p. 1-45, 1999.
- CRAIG, S. G. The impact of congestion on local public good production. *Journal of Public Economics*, Chicago, v. 32, p. 331-353, 1987.
- EDWARDS, J. H. Congestion function specification and the ‘publicness’ of local public goods. *Journal of Urban Economics*, v. 27, p. 80-96, 1990.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMERB, H.; REY, H. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry’s methodology. *Regional Science and Urban Economics*, v. 33, p. 557-579, 2003.
- GONZALEZ, R. A.; MEANS, T. S.; MEHAY, S. L. Empirical tests of the samuelsonian publicness parameter: has the right hypothesis been tested? *Public Choice*, Fairfax, VA, v. 77, p. 523-34, 1993.
- INMAN, R. P. New research in local public finance. *Regional Science and Urban Economics*, v. 19, p. 347-352, 1989.
- KOENKER, R. Confidence intervals for regression quantities. In: MANDL, P. e HUSKOVÁ, M. (eds.). *Asymptotic statistics: proceedings of the 5<sup>th</sup> Prague symposium*. Physica-Verlag, 1994.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, p. 33-50, 1978.
- \_\_\_\_\_. Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica*, v. 50, n. 1, p. 43-61, 1982.
- KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 143-56, 2001.
- KOENKER, R.; MACHADO, J. Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. *Journal of the American Statistical Association*, v. 84, p. 1.296-1.310, 1999.
- MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. *Microeconomic theory*. New York: Oxford University Press, 1995.
- MENDES, C. C.; SAMPAIO SOUSA, M. C. Demand for locally provided public services within the median voter’s framework: the case of the Brazilian municipalities. *Applied Economics*, v. 38, p. 239-251, 2006.
- NASCIMENTO, E. R.; DEBUS, I. *Lei complementar 101/2000 – entendendo a lei de responsabilidade fiscal*. 2ª ed. 2002, Secretaria do Tesouro Nacional, Brasília. Disponível em: <[www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/downloads/entendendoLRF.pdf](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/downloads/entendendoLRF.pdf)>. Acesso em: jun. 2005.



- OATES, W. E. An essay on fiscal federalism. *Journal of Economic Literature*, v. 37, p. 1.120-1.149, 1999.
- \_\_\_\_\_. *Fiscal federalism*. New York: Harcourt Bruce Jovanovich, 1972.
- REITER, M.; WEICHENRIEDER, A. Public goods, club goods and the measurement of crowding. *Journal of Urban Economics*, v. 46, p. 69-79, 1999.
- \_\_\_\_\_. Are public goods public? a critical survey of the demand estimates for local public services. *Finanzarchiv*, v. 54, p. 374-408, 1997.
- REY, S. J.; MONTOURY, B. D. U.S. regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143-156, Apr. 1999.
- ROMER, T.; ROSENTHAL, H. Bureaucrats versus voters: on the political economy of resource allocation by direct democracy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 93, n. 4, 563-587, Nov. 1979.
- RUBINFELD, D. L. The economics of the local public sector. In: AUERBACH, A.; FELDSTEIN, M. (eds.). *Handbook of public economics*. Amsterdam: North- Holland, v. 2, p. 571-645, 1987.
- RUBINFELD, D. L.; SHAPIRO, P. Micro-estimation of the demand for schooling: evidence from Michigan and Massachusetts. *Regional Science and Urban Economics*, v. 19, p. 381-398, 1989.
- RUIZ, R. M. As estruturas urbanas do Brasil: uma análise a partir do tamanho das cidades. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa. *Anais...* João Pessoa: Anpec, 2004.
- SANZ, I.; VELÁZQUEZ, F. J. *Determinants of the composition of government expenditure by functions*. Madrid: European Economy Group, 2002 (Working Paper, 13).
- TIEBOUT, C. M. A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, v. 64, n. 5, p. 416-424, Oct. 1956.
- TRESCH, R. W. *Public finance: a normative theory*. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Academic Press, 2002.
- TUKEY, J. W. Instead of Gauss-Markov least squares, what? In: GUPTA, R. P. (Ed.). *Applied statistics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1975.
- TURNBULL, G. K.; DJOUNDOURIAN, S. S. The median voter hypothesis: evidence from general purpose local governments. *Public Choice*, Fairfax, VA, v. 81, p. 223-240, 1994.
- TURNBULL, G. K.; CHANG, C. The median voter according to GARP. *Southern Economic Journal*, v. 64, 1.001-1.010, 1998.
- VARIAN, H. The nonparametric approach to demand analysis. *Econometrica*, v. 50, p. 945-973, 1982.
- \_\_\_\_\_. Goodness of fit in optimizing models. *Journal of Econometrics*, v. 50, p. 125-140, 1990.
- WILDASIN, D. E. Demand estimation for public goods: distortionary taxation and other sources of bias. *Regional Science and Urban Economics*, v. 19, p. 353-379, 1989.

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Ronald do Amaral Menezes

### **Supervisão**

Marcos Hecksher

### **Revisão**

Lucia Duarte Moreira  
Alejandro Sainz de Vicuña  
Eliezer Moreira  
Elisabete de Carvalho Soares  
Marcio Alves de Albuquerque  
Míriam Nunes da Fonseca

### **Editoração**

Roberto das Chagas Campos  
Carlos Henrique Santos Vianna  
Joanna Silvestre Friques de Sousa  
Bruna Werneck Canabrava  
Emilia Teles da Silva (estagiária)

## **COMITÊ EDITORIAL**

### **Secretário-Executivo**

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,  
9<sup>a</sup> andar – sala 908  
70076-900 – Brasília – DF  
Fone: (61) 3315-5406  
Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

### **Brasília**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,  
9<sup>a</sup> andar – 70076-900 – Brasília – DF  
Fone: (61) 3315-5090  
Fax: (61) 3315-5314  
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

### **Rio de Janeiro**

Av. Nilo Peçanha, 50, 6<sup>a</sup> andar — Grupo 609  
20044-900 – Rio de Janeiro – RJ  
Fone: (21) 2215-1044 R. 234  
Fax (21) 2215-1043 R. 235  
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 136 exemplares