



**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA**

PEDRO LUCAS DA CRUZ PEREIRA ARAÚJO

**TRÊS ENSAIOS SOBRE ESCALA E PROVISÃO DE SERVIÇOS
PÚBLICOS DE SAÚDE: DIVERSIDADE, DEMANDA E
EFICIÊNCIA**

**BRASÍLIA
Março de 2017**

PEDRO LUCAS DA CRUZ PEREIRA ARAÚJO

**TRÊS ENSAIOS SOBRE ESCALA E PROVISÃO DE SERVIÇOS
PÚBLICOS DE SAÚDE: DIVERSIDADE, DEMANDA E
EFICIÊNCIA**

Tese apresentada ao Departamento de Economia da
Universidade de Brasília como requisito parcial
para a obtenção do título de **Doutor em Economia**
– **Área de Concentração Setor Público**.

Orientadora: Prof.^a Dra. Maria da Conceição Sampaio de Sousa

BRASÍLIA
Março de 2017

À memória de minha mãe.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a minha doce e amada esposa, Janaína Araújo. Inúmeras vezes resgatou meu equilíbrio, me ofereceu conforto e me fez persistir. Criou o ambiente de ordem e tranquilidade que tornou possível que eu conciliasse família, estudo e trabalho. Conte também com a assistência providencial do meu sogro e sogra. Agradeço terem acolhido minha família enquanto estive ausente. Ao meu pai e irmão, o constante encorajamento. A minha irmã pela imensa generosidade. Aos meus cunhados e sobrinhos, o carinho. Aos demais familiares e amigos, particularmente de Leonardo Klüppel, agradeço o amparo nos momentos de dificuldade.

Agradeço a minha orientadora Maria da Conceição Sampaio de Sousa os muitos ensinamentos e a dedicação à pesquisa. Agradeço também aos demais professores do Departamento de Economia da Universidade de Brasília que me acompanham desde a graduação. Motivação e exemplos não me faltaram.

Pelo companheirismo, agradeço aos colegas do Doutorado: Daniel Reiss, Fernanda Ledo, Leonardo Euler e Oliveira Filho. A este último, um agradecimento especial por não ter me deixado esmorecer.

Também agradeço o apoio de Artur Coimbra, André Gomes, Pedro Antero e, sobretudo, de Juliana Muller, colegas do Ministério das Comunicações.

Por fim, agradeço a Deus por meus filhos, Davi e Laura, que conferem mais sentido a minha vida e valor a feitos modestos como a elaboração desta tese.

“A dead thing can go with the stream, but only a living thing can go against it.”

(G.K. Chesterton)

TRÊS ENSAIOS SOBRE ESCALA E PROVISÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE SAÚDE: DIVERSIDADE, DEMANDA E EFICIÊNCIA

Autor: PEDRO LUCAS DA CRUZ PEREIRA ARAÚJO
Orientadora: MARIA DA CONCEIÇÃO SAMPAIO DE SOUSA

RESUMO

Este estudo trata dos serviços públicos de saúde ofertados nos municípios brasileiros. Está particularmente interessado na relação entre a escala do município, medida pelo tamanho da população, e características da provisão local: diversidade da cesta de serviços, grau de congestionamento no consumo e eficiência técnica na produção de serviços públicos de saúde. Além do capítulo introdutório e do capítulo final, que condensa as principais conclusões, é composto por três ensaios nos quais desenvolvemos análises empíricas com base em amostras de dados transversais relativos ao ano de 2010. No capítulo introdutório, apresentamos o Sistema Único de Saúde – SUS e destacamos sua natureza descentralizada, que confere aos municípios a maior parte da responsabilidade pela prestação governamental de assistência a saúde. A análise empírica desenvolvida no segundo capítulo revela evidência robusta de uma associação positiva entre escala e diversidade de serviços disponíveis nos municípios. O resultado está em acordo com a hipótese do "efeito zoo" de Oates (1988) e, na ausência de informações sobre benefícios e custos marginais sociais relacionados à oferta de diferentes tipos de serviços de saúde, é interpretado como indicação de que os gestores municipais incorporam novos serviços tendo em vista a regra de eficiência alocativa de Samuelson (1954). O terceiro capítulo se baseia nos modelos de determinação da demanda por bens públicos locais de Borchering e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973). Os resultados obtidos mostram que a inclusão da diversidade amplifica o efeito negativo da população sobre a despesa pública municipal per capita e, por conseguinte, reduz a estimativa do grau de congestionamento dos serviços públicos de saúde. Isso evidencia que estudos empíricos tradicionais, por ignorarem a diversidade e, portanto, o "efeito zoo", podem erroneamente concluir que a provisão governamental é composta por bens de natureza tipicamente privada. A análise do quarto capítulo considera que os municípios incorrem em despesas com o objetivo de maximizar os graus de acesso e efetividade da rede pública de saúde (medido pelo Indicador de Desempenho do SUS – IDSUS) e a quantidade de procedimentos médicos realizados. Utiliza a metodologia de análise em três estágios proposta por Fried et al. (2002) para estimar índices de eficiência que expurgam o impacto de variáveis ambientais e choques aleatórios e que, por isso, tendem a refletir somente variações de práticas gerenciais entre municípios. Identifica que, de maneira geral, a escala do município está diretamente relacionada à eficiência técnica na provisão de serviços públicos de saúde. Há ganhos de escala significativos principalmente na produção de procedimentos médicos, mas não para a geração de IDSUS. Além disso, verifica que a associação entre escala e eficiência é viesada pelo "efeito zoo": a eficiência média dos municípios mais populosos é subestimada se a diversidade da cesta de serviços de saúde é ignorada.

Palavras-Chave: Bens Públicos Locais; Saúde; Escala; Diversidade; Eficiência; Demanda; Congestionamento; "Efeito Zoo"; Municípios.

THREE ESSAYS ON SCALE AND PUBLIC PROVISION OF HEALTH SERVICES: DIVERSITY, DEMAND AND EFFICIENCY

Author: PEDRO LUCAS DA CRUZ PEREIRA ARAÚJO
Advisor: MARIA DA CONCEIÇÃO SAMPAIO DE SOUSA

ABSTRACT

This study concerns the public health services offered in Brazilian municipalities (local governments). It is particularly interested in the relationship between the scale of the municipality as measured by the size of its population and characteristics of the local provision: the diversity of services, the degree of congestion in consumption and the technical efficiency in the production of public health services. In addition to the introductory chapter and the final chapter, which summarizes the main conclusions, it consists of three essays in which we develop empirical analysis based on cross-sectional data samples for the year 2010. In the introductory chapter we present the Brazilian Unified Health System – SUS highlighting its decentralized nature, which gives municipalities most of the responsibility for the governmental provision of health care. The analysis developed in the second chapter reveals robust evidence of a positive association between scale and diversity of services available in municipalities. The result is in accordance with Oates's (1988) "zoo effect" hypothesis. In the absence of information on marginal social benefits and costs related to the supply of different types of health services, it is interpreted as indicating that municipal managers incorporate new services in view of Samuelson's (1954) allocative efficiency rule. The third chapter is based on the models of demand for local public goods formulated by Borcharding and Deacon (1972) and Bergstrom and Goodman (1973). The results show that the insertion of diversity indicators amplifies the negative effect of the population on the per capita municipal public expenditure and therefore reduces the estimate of the degree of congestion of public health services. This suggests that traditional empirical studies, by ignoring diversity and thus the "zoo effect", may erroneously conclude that government provision is composed of goods of a typically private nature. The analysis of the fourth chapter considers that the municipalities incur expenses in order to maximize the degrees of access and effectiveness of the public health system (measured by the SUS Performance Indicator – IDSUS) and the quantity of medical procedures performed. We use the three-stage analysis methodology proposed by Fried et al. (2002) to estimate efficiency indices less susceptible to the impact of environmental variables and random shocks and which therefore tend to only reflect changes in managerial practices among municipalities. It is identified that the scale of the municipality is directly related to the technical efficiency in the provision of public health services in general. There are significant scale economies in the production of medical procedures, but not in the generation of IDSUS. In addition, we find that the association between scale and efficiency is biased by the "zoo effect": the average efficiency of the most populous municipalities is underestimated if the diversity of services provided is ignored.

Keywords: Local Public Goods; Health; Scale; Diversity; Efficiency; Demand; Congestion; "Zoo Effect"; Municipalities.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - PARTICIPAÇÃO RELATIVA NA DESPESA COM SAÚDE DO SETOR PÚBLICO	7
GRÁFICO 2 - PARTICIPAÇÃO RELATIVA NA EXECUÇÃO DA DESPESA COM SAÚDE DO SETOR PÚBLICO	7

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Quantidade de estabelecimentos Públicos de Saúde Por Esfera Administrativa ⁽¹⁾	8
Tabela 2 - Distribuição dos Estabelecimentos de Saúde Por Esfera Administrativa e Nível de Assistência ⁽¹⁾	9
Tabela 3 - Descrição dos Indicadores de Diversidade da Provisão Pública de Serviços de Saúde	19
Tabela 4 - Simulação de Indicadores de Diversidade.....	21
Tabela 5 - Estatísticas Descritivas das Medidas dos Indicadores de Diversidade ⁽¹⁾	22
Tabela 6 - Descrição das Variáveis de Controle da Regressão da Diversidade	25
Tabela 7 - Descrição das Variáveis Instrumentais da Regressão da Diversidade	29
Tabela 8 - Estatísticas Descritivas das Variáveis da Regressão da Diversidade	30
Tabela 9 - Estimativas das Regressões do Indicador de Diversidade <i>DivValorProcedSimpson</i> ⁽¹⁾	37
Tabela 10 - Estimativas das Regressões do Indicador de Diversidade <i>DivQuantProcedS&W</i> ⁽¹⁾	38
Tabela 11 - Estimativas das Regressões do Indicador de Diversidade <i>DivQuantRelEquip</i> ⁽¹⁾	39
Tabela 12 - Estimativas do Parâmetro da Variável População nas Regressões de Diferentes Indicadores Diversidade.....	42
Tabela 13 - Estatística do Teste de Wald de Significância Conjunta dos Parâmetros Estimados nas Regressões dos Diferentes Indicadores Diversidade	45
Tabela 14 - Descrição das Variáveis da Regressão da Demanda.....	92
Tabela 15 - Estatísticas Descritivas das Variáveis da Regressão da Demanda.....	95
Tabela 16 - Estimativas da Equação de Regressão da Demanda usando o Indicador de Diversidade <i>DivQuantRelEquip</i> ⁽¹⁾	102
Tabela 17 - Estimativas da Equação de Regressão da Demanda usando o Indicador de Diversidade <i>DivQuanProcedS&W</i> ⁽¹⁾	104

Tabela 18 - Estimativas da Equação de Regressão da Demanda usando o Indicador de Diversidade DivValorProcedSimpson ⁽¹⁾	106
Tabela 19 - Estimativas do Parâmetro da População nas Regressões da Demanda para Diferentes Modelos Econométricos e Indicadores de Diversidade	109
Tabela 20 - Estimativas da Equação de Regressão da Demanda sem contemplar Indicador de Diversidade ⁽¹⁾	118
Tabela 21 - Estimativas do Congestionamento nas Regressões da Demanda.....	120
Tabela 22 - Descrição dos Indicadores de Insumo e Produtos da Função de Produção de Serviço Públicos de Saúde ⁽¹⁾	170
Tabela 23 - Indicadores que Compõem o IDSUS ⁽¹⁾	172
Tabela 24 - Estatísticas Descritivas do Insumo e dos Produtos da Função de Produção de Serviços Públicos de Saúde	175
Tabela 25 - Variáveis Ambientais	176
Tabela 26 - Variáveis Explicativas da Média da Ineficiência nas Fronteiras das Insuficiências (<i>slacks</i>) de Produtos	178
Tabela 27 - Estatísticas Descritivas dos Índices "Ingênuos" de Eficiência Técnica na Produção de Serviços Públicos de Saúde	180
Tabela 28 - Estatísticas Descritivas das Insuficiências de Produtos (<i>Slacks</i>) em Relação às Fronteiras de Produção de Serviços Públicos de Saúde.....	181
Tabela 29 - Médias dos Índices "Ingênuos" de Eficiência Técnica de Grupos de Municípios Organizados por Tamanho da População.....	182
Tabela 30 - Estimativas das Fronteiras Estocásticas das Insuficiências (<i>Slacks</i>) de Produtos Calculadas por meio do DEA VRS com Diversidade ⁽¹⁾	187
Tabela 31 - Estatísticas Descritivas dos Produtos: Valores Observados e Corrigidos para cada Fronteira de Produção	195
Tabela 32 - Estatísticas Descritivas dos Índices "Ingênuos" e "Puros" de Eficiência Técnica na Produção de Serviços Públicos de Saúde.....	196
Tabela 33 - Médias dos Índices "Puros" de Eficiência Técnica e Variação Proporcional, por Grupos Populacionais.....	197
Tabela 34 - Insumos e Produtos de Municípios mais Frequentemente Identificados como Eficientes	199
Tabela 35 - Médias dos Índices "Puros" de Eficiência Técnica da Fronteira DEA VRS com Diversidade, por Grupos Populacionais e Notas do IDSUS.....	200

LISTA DE ABREVIATURAS

AIH	Autorização de Internação Hospitalar
Amb.	Ambulatorial
ANS	Agência Nacional de Saúde Suplementar

ASPS	Ações e Serviços Públicos de Saúde
Aten.	Atenção
Atend.	Atendimento
Atlas Desenv. Humano	Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil
Autocorrel.	Autocorrelação
Censo	Censo Demográfico
CF 88	Constituição Federal de 1988
CIB	Comissão Intergestor Bipartite
CID-10	10ª edição da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde
Coef.	Coeficiente
Cofins	Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social
Colig.	Coligação
Complex.	Complexidade
CONASS	Conselho Nacional de Secretários de Saúde
Congest.	Congestionamento
Correl.	Correlação
CPMF	Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira
CRS	Constant Returns to Scale ou Retornos Constantes à Escala
CSLL	Contribuição Social Sobre o Lucro Líquido
DataSUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil
DEA	Data Envelopment Analysis ou Análise Envoltória de Dados
Desp.	Despesa(s)
Divers.	Diversidade
DMU	Decision Making Units ou Unidades Tomadoras de Decisão
EC	Emenda Constitucional
Endog.	Endogeneidade
ESF	Estratégia Saúde da Família
Estab.	Estabelecimento(s)
FDH	Free Disposal Hull ou Camada de Livre Descarte
FGLS	Feasible Generalized Least Squares ou Mínimos Quadrados Generalizados Implementáveis
Finbra	Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios
FNS	Fundo Nacional de Saúde
GMM	Generalized Method of Moments ou Método dos Momentos Generalizado
GMM HAC	GMM com estimativas robustas a heterocedasticidade e a autocorrelação espacial
Hosp.	Hospitalar
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDSUS	Índice de Desempenho do Sistema Único de Saúde

INAMPS	Instituto Nacional de Assistência Médica e Previdência Nacional
Invest.	Investimento(s)
LC	Lei Complementar
LM	Lagrange Multiplier ou Multiplicador de Lagrange
LR	Likelihood Ratio ou Razão de Verossimilhança
LRF	Lei de Responsabilidade Fiscal
Min. Saúde	Ministério da Saúde
MPAS	Ministério de Previdência e Assistência Social
Munic	Pesquisa de Informações Básicas Municipais
NOAS	Norma Operacional da Assistência à Saúde
NOB	Norma Operacional Básica
OLS	Ordinary Least Squares ou Mínimos Quadrados Ordinários
OLS HAC	OLS com estimativas robustas a heterocedasticidade e a autocorrelação espacial
OLS HC	OLS com estimativas robustas a heterocedasticidade
Org. território	Organização do Território
PAB	Piso de Atenção Básica
PACS	Programa de Agentes Comunitários de Saúde
Parâm.	Parâmetro(s)
Part. rel.	Participação relativa (proporcional)
PEC	Proposta de Emenda Constitucional
PIB	Produto Interno Bruto
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
Pop.	População
Pref.	Prefeitura
Proced.	Procedimento(s)
Prop.	Proporção
PSF	Programa Saúde da Família
Públ.	Público
Quant.	Quantidade
SEM	Spatial Error Model ou Modelo de Erro Espacial
Serv.	Serviço
SIA	Sistema de Informações Ambulatoriais
SIH	Sistema de Informações Hospitalares
Signif. estat.	Significância estatística
SIOPS	Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde
Superident.	Superidentificação
STN	Secretaria do Tesouro Nacional
SUR	Seemingly Unrelated Regressions ou Regressões Aparentemente não Relacionadas
SUS	Sistema Único de Saúde
2SLS	Two-stage Least Squares ou Mínimos Quadrados em Dois Estágios

2SLS HC	2SLS com estimativas robustas a heterocedasticidade
3SLS	Three-stage Least Squares ou Mínimos Quadrados em Três Estágios
Transf.	Transferência
Tx.	Taxa
Var.	Varição

SUMÁRIO

I.	Introdução.....	1
A.	<i>Provisão pública de serviços de saúde no Brasil e o processo de descentralização de responsabilidades para os municípios</i>	1
B.	<i>Referências bibliográficas</i>	10
II.	Escala e Diversidade Dos Serviços Públicos de Saúde nos Municípios Brasileiros	12
A.	<i>Introdução</i>	13
B.	<i>Os Indicadores de Diversidade</i>	18
C.	<i>Dados e Estratégia Empírica</i>	23
D.	<i>Resultados</i>	36
E.	<i>Conclusões</i>	46
F.	<i>Referências bibliográficas</i>	47
	Anexo estatístico A - Matriz de correlação dos indicadores de diversidade dos serviços públicos de saúde.....	52
	Anexo estatístico B - Tabelas completas das estimativas das equações de regressão da diversidade dos serviços públicos de saúde.....	53
III.	Diversidade, Congestionamento e Demanda Por Serviços Públicos de Saúde nos Municípios Brasileiros.....	75
A.	<i>Introdução</i>	76
B.	<i>Modelo Teórico</i>	82
C.	<i>Dados e Estratégia Empírica</i>	88
D.	<i>Resultados</i>	101
E.	<i>Conclusões</i>	122
F.	<i>Referências bibliográficas</i>	124
	Anexo estatístico A - Tabelas das estimativas das equações de regressão da demanda por serviços públicos de saúde	128
IV.	Escala, Diversidade e Eficiência Técnica na Produção de Serviços Públicos de Saúde nos Municípios Brasileiros	156
A.	<i>Introdução</i>	157
B.	<i>Metodologia</i>	164
1.	Primeiro estágio: índices "ingênuos" de eficiência técnica.....	165
2.	Segundo estágio: regressões das insuficiências de produtos.....	168
3.	Terceiro estágio: índices "puros" de eficiência técnica.....	169
C.	<i>Dados</i>	169
D.	<i>Resultados</i>	179
1.	Primeiro estágio: índices "ingênuos" de eficiência técnica.....	179
2.	Segundo estágio: regressões das insuficiências de produtos.....	184
3.	Terceiro estágio: índices "puros" de eficiência técnica.....	195

<i>E. Conclusões</i>	201
<i>F. Referências bibliográficas</i>	205
Anexo estatístico A - Estatísticas descritivas das variáveis ambientais e das variáveis explicativas da média condicional da ineficiência	210
Anexo estatístico B - Estimativas completas dos modelos de fronteiras estocásticas das insuficiências (<i>slacks</i>) de produtos, fronteira DEA VRS com Diversidade	212
Anexo estatístico C - Estimativas completas dos modelos de fronteiras estocásticas das insuficiências (<i>slacks</i>) de produtos, fronteira DEA VRS	214
V. Conclusões.....	216

I. Introdução

A. *Provisão pública de serviços de saúde no Brasil e o processo de descentralização de responsabilidades para os municípios*

O modelo de prestação de serviços públicos de saúde que precedeu o Sistema Único de Saúde – SUS era baseado, principalmente, na atuação do Ministério de Previdência e Assistência Social – MPAS do Governo Federal. O Instituto Nacional de Assistência Médica e Previdência Nacional – INAMPS prestava diretamente serviços por meio de rede ambulatorial e hospitalar própria e pagava por serviços prestados por provedores privados e, eventualmente, unidades de saúde de governos estaduais e municipais [Souza e Viana (2002), CONASS (2003), Arretche et al. (2005) e Gragnolati et al. (2013)].

Originalmente, o acesso aos serviços era restrito a trabalhadores urbanos do setor formal, contribuintes da previdência social, e seus dependentes. O restante da população recorria a instituições privadas (com ou sem fins lucrativos) e a estabelecimentos públicos de saúde mantidos por estados e municípios, operados isoladamente, sem integração entre si e com a rede do Governo Federal. Gradualmente, a cobertura do INAMPS foi sendo ampliada. Passou a contemplar trabalhadores rurais, autônomos e domésticos e a oferecer assistência médica em situações de urgência e emergência para não segurados [Souza e Viana (2002) e Ministério da Saúde (2013)].

Enquanto o INAMPS prestava o que se convencionou denominar de "assistência médica curativa", o Ministério da Saúde se concentrava em ações coletivas de promoção da saúde e prevenção de doenças, com destaque para o controle de endemias (malária, doença de chagas, etc.) e campanhas de vacinação (sarampo, poliomielite, etc.). O Ministério da Saúde também prestava serviços de assistência médica curativa, mas em áreas específicas (como psiquiatria e tuberculose) e por meio de uma rede muito limitada de ambulatórios e hospitais especializados [CONASS (2003), Franzese (2010), Melamed (2011) e Piola et al. (2013)].

O SUS foi criado formalmente pela Constituição Federal de 1988, mas começou a ser implantado em 1990, a partir da edição de leis que regulamentaram seu funcionamento: a Lei nº 8.080, de 19 de setembro de 1990, a Lei Orgânica da Saúde, e a Lei nº 8.142, de 28 de dezembro de 1990. Este arcabouço legal determina que o SUS vise à universalidade em todos os níveis de assistência (sendo a saúde definida como

um direito do cidadão e uma obrigação do estado), à cobertura integral e contínua e à promoção da igualdade para acessar ações e serviços de saúde.

Implica também que o SUS é inteiramente financiado por recursos públicos das três esferas de governo, com gestão centralizada pelo Governo Federal, mas operacionalizado de maneira a descentralizar para os municípios a maior parte das responsabilidades pela provisão de serviços de saúde [Piola et al. (2013), Gragnolati et al. (2013)]. De fato, conforme destacado em Souza e Viana (2002), no SUS, é grande a ênfase na descentralização de ações e serviços para os municípios. As leis que o regulamentam indicam que ao Ministério da Saúde não cabe a prestação direta de serviços. Em relação a estados, a execução de ações e serviços tem caráter suplementar.

Para organizar e coordenar o SUS, o Governo Federal utilizou as transferências de recursos como esquema de incentivo para promover a adesão voluntária de estados e municípios ao sistema nacional. A regulamentação das transferências de recursos federais foi realizada por meio da edição de sucessivas Normas Operacionais Básicas – NOBs, instituídas por meio de portarias do Ministério da Saúde. [Franzese (2010)]. As NOBs definem um conjunto de obrigações (contrapartidas) referentes à prestação e gestão de serviços de saúde que deve ser seguido para que estados e municípios possam se habilitar a receber repasses de recursos do Ministério da Saúde por meio do Fundo Nacional de Saúde – FNS.

No SUS, assim como no modelo que o antecedeu, entidades privadas credenciadas são pagas por produção. Realizado o procedimento médico, o gestor público (Ministério da Saúde, Secretaria Estadual de Saúde ou Secretaria Municipal de Saúde) comprova sua realização e autoriza o pagamento da entidade privada conforme os valores constantes em tabela nacional de referência. É importante destacar que, independentemente do nível de governo que execute o pagamento, os registros relativos aos procedimentos médicos são feitos em dois sistemas de informação mantidos pelo Departamento de Informática do SUS (DataSUS), um para procedimentos ambulatoriais e outro para internações hospitalares: o Sistema de Informações Ambulatoriais – SIA e o Sistema de Informações Hospitalares – SIH.

A NOB nº 01/1993 permitiu que estados e municípios, principalmente, também se beneficiassem do mecanismo de pagamento por produção. Nos primeiros anos do SUS, a maioria das transferências da União consistia em pagamento por produção

[Medici (2011)]. O restante era resultado de assinatura de convênios¹ e um pequeno montante de repasses regulares e automáticos do FNS a fundos estaduais e municipais de saúde (transferências "fundo a fundo")². Em janeiro de 1997, pouco antes de entrar em vigor uma nova NOB, 60% dos municípios brasileiros haviam se comprometido com alguma condição de gestão determinada pelo Governo Federal [Arretche e Marques (2002)].

Medici (2011) destaca que a predominância do mecanismo de remuneração por produção incentivava os governos estaduais e municipais a exacerbar o uso de recursos de custeio para procedimentos de média e alta complexidade, deixando medidas de atenção básica³ em segundo plano. Isso mudaria com a edição da NOB nº 01/1996, que criou o Piso de Atenção Básica – PAB, que viria a ser instituído pela Portaria do Ministério da Saúde nº 2.121, de 6 de março de 1998.

O montante de transferências para a atenção básica não estaria mais vinculado a produção. Uma parte fixa (PAB fixo) passaria a ser calculada com base em um valor per capita e transferida regularmente e automaticamente "fundo a fundo" para o município. Como contrapartida, o município assumiria a responsabilidade completa por esse nível de atenção à saúde. Além disso, uma parte variável (PAB variável) estaria condicionada à adesão a programas prioritários definidos pelo Ministério da Saúde, como o Programa de Agentes Comunitários de Saúde – PACS e o Programa Saúde da Família – PSF. Esse novo mecanismo beneficiava especialmente municípios com redes públicas precárias ou inexistentes, incapazes de receber pagamento por produção, e que, por isso, tinham dificuldades para financiar ações de saúde.

A NOB nº 01/1996 foi bem sucedida na promoção da descentralização do SUS, principalmente em relação aos municípios. Em dezembro de 2001, 5.516 municípios e 12 estados estavam habilitados em condições de gestão determinadas pela NOB

¹ Segundo Mendes et al. (2008), convênios são acordos firmados entre diferentes esferas de governo. Têm propósitos específicos e as regras são definidas caso a caso. São consideradas transferências "condicionais" porque estão vinculadas a uma destinação específica. São também "voluntárias" porque não existe obrigação de repassar ou receber. Não necessariamente exigem contrapartida do ente beneficiário da transferência. Os convênios também podem ser realizados entre governos e entidades filantrópicas. Nesse caso, não se configuram como transferências intergovernamentais, mas como pagamentos diretos a prestadores de serviço.

² Ainda conforme Mendes et al. (2008), as transferências fundo a fundo são um mecanismo através do qual as esferas superiores de governo complementam os recursos dos níveis inferiores destinados ao financiamento dos serviços de saúde.

³ Segundo Portaria do Ministério da Saúde nº 3.295, de 13 de novembro de 1998, que aprova o Manual para Organização da Atenção Básica no SUS, atenção básica é um conjunto de ações, de caráter individual ou coletivo, situadas no primeiro nível de atenção dos sistemas de saúde, voltadas para a promoção da saúde, prevenção de agravos, tratamento e reabilitação.

[CONASS (2003)]. Além disso, reduziu a proporção das transferências da União que se destinavam ao pagamento por produção. Em 1997, antes da entrada em vigor do PAB, correspondia a 71%. Em 2001, essa proporção já havia caído para 32% [Médici (2010)]. O repasse fundo a fundo ganhou espaço como forma de transferência dos recursos federais para estados e municípios [Piola et al. (2013)].

O processo de descentralização seria reforçado pela promulgação da Emenda Constitucional nº 29, de 13 de setembro de 2000 – EC 29/2000⁴, que estabeleceu a vinculação de receitas a aplicações anuais mínimas em Ações e Serviços Públicos de Saúde – ASPS⁵. A emenda ampliou as fontes de financiamento do SUS, que, até então, dependia basicamente de receitas de contribuições sociais⁶ compartilhadas com a previdência e a assistência social, e assegurou maior aporte de recursos de estados e municípios. Os municípios deveriam aplicar o equivalente a 15% da sua receita vinculada⁷. Os estados e o Distrito Federal, 12% da sua receita vinculada⁸. E a União, a cada ano, deveria aplicar o montante registrado no ano anterior corrigido pela variação nominal do PIB⁹.

O papel dos estados seria mais bem definido pelas Normas Operacionais da Assistência à Saúde – NOAS nº 01/2001 e nº 01/2002, que atribuíram a eles a responsabilidade pela gestão regionalizada de sistemas de média e alta complexidade¹⁰, inclusive na forma de transferências de recursos a municípios. Foram necessários três anos para que todos os estados e o Distrito Federal se enquadrassem às NOAS. Municípios também puderam se habilitar a receber recursos financeiros da União e dos estados especialmente destinados à prestação de assistência de média e alta

⁴ Que alterou a redação do artigo 198 da Constituição Federal de 1988.

⁵ A EC 29/2000 seria regulamentada pela Lei Complementar nº 141 (LC 141/2012), de 13 de janeiro de 2012. Esta, por sua vez, foi regulamentada pelo Decreto nº 7.827 de 16 de outubro de 2012.

⁶ As principais são a Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social – Cofins, a Contribuição Social Sobre o Lucro Líquido – CSLL e a já extinta Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira – CPMF, criada em 1996 e que vigourou entre 1997 e 2007.

⁷ Grosso modo, corresponde à soma de receitas tributárias de competência municipal, receitas de transferências da União e dos Estados e outras receitas correntes associadas dívidas de natureza tributária.

⁸ Grosso modo, corresponde à soma de receitas tributárias de competência de estados e do Distrito Federal, receitas de transferências da União e outras receitas correntes associadas dívidas de natureza tributária, descontadas as transferências a municípios.

⁹ Posteriormente, a Emenda Constitucional nº 86, de 17 de março de 2015, também viria a alterar o artigo 198 da Constituição Federal de 1988, cuja redação já havia sido modificada pela EC 29/2000. As alterações promovidas pela EC 86/2015 se referem ao valor mínimo e às normas de cálculo do montante mínimo a ser aplicado, anualmente, pela União em ações e serviços públicos de saúde..

¹⁰ Segundo Kajiura (2011), a média complexidade é composta por ações e serviços que necessitam de profissionais especializados e de recursos tecnológicos de apoio diagnóstico e terapêutico. Já a alta complexidade engloba procedimentos de alta tecnologia e alto custo. Alguns exemplos de áreas de alta complexidade: assistência ao paciente portador de doença renal crônica, assistência ao paciente oncológico, cirurgia cardiovascular e procedimentos de neurocirurgia.

complexidade. O município poderia inclusive se habilitar na condição de "município polo" e, conseqüentemente, assumir a responsabilidade de atender à demanda de municípios próximos. Em 2005 já não existia mais dispêndio direto do Governo Federal com pagamento pela produção de procedimentos de média e alta complexidade [Lima (2011)]. Se a NOB nº 01/1996 representou a descentralização da responsabilidade pela gestão da atenção básica, as NOAS implicaram a descentralização da assistência de média e alta complexidade.

Assim, progressivamente, os municípios foram assumindo o papel central na gestão dos serviços de saúde prestados à população, desde a atenção básica até serviços de média e alta complexidade – neste último caso, dividindo a responsabilidade com os estados. Conforme destacado em Mendes et al. (2008), a ideia geral é que todos os municípios se encarreguem da atenção básica (prevenção, primeiros socorros e procedimentos ambulatoriais e hospitalares de baixa complexidade), enquanto atendimentos de maior complexidade ficam a cargo de municípios de maior porte e de estabelecimentos de saúde mantidos pelos estados. O Governo Federal continuou a ser a principal fonte de recursos do SUS e, por meio das transferências, focou sua atuação na determinação de diretrizes, na regulação, coordenação, monitoramento e avaliação das ações e serviços de saúde que, em sua maioria, são executados por municípios.

O incentivo à regionalização, impulsionado pelas NOAS, seria aprofundado pelo Pacto pela Saúde¹¹, em 2006, que, porém, não alterou a hegemonia dos municípios na gestão dos serviços públicos de saúde [Médici (2010)]. O Pacto reforçou os mecanismos de transferência fundo a fundo entre gestores. Ao contrário do padrão adotado nas NOBs e nas NOAS, estados e municípios não teriam mais de se habilitar às condições de gestão determinadas pelo Governo Federal. A União ainda manteria outras modalidades de repasse (principalmente convênios e um resíduo de pagamentos por produção), mas a maior parte das transferências de recursos federais passaria a ser regular e automática, condicionada somente à homologação da Comissão Intergestor Bipartite¹² em cada estado [Mellamed (2011) e Servo et al. (2011)].

No caso das transferências da União, a partir da publicação da Portaria do Ministério da Saúde nº 204, de 29 de janeiro de 2007, os repasses foram organizados em seis blocos de financiamento temáticos, cada um com uma regulamentação própria, de

¹¹ Portaria Ministério da Saúde nº 399, de 22 de fevereiro de 2006. Engloba os Pactos pela Vida, em Defesa do SUS e de Gestão.

¹² Fórum de pactuação entre os gestores públicos estaduais e municipais.

acordo com a área fim de aplicação dos recursos: atenção básica, atenção de média e alta complexidade ambulatorial e hospitalar, vigilância em saúde, assistência farmacêutica, gestão do SUS e investimentos na rede de serviços de saúde¹³ [CONASS (2011)]. Com isso foi sensivelmente reduzido o grau pulverização das modalidades de repasse¹⁴, que, por estarem condicionadas a aplicações específicas, limitavam excessivamente a discricionariedade dos gestores estaduais e municipais na alocação dos recursos. Esse arranjo conferiu maior autonomia a estados e municípios, que passaram a ter liberdade para escolher o destino dos recursos dentro de cada bloco temático.

Nos seis blocos, o padrão de transferência é praticamente o mesmo. Em linhas gerais, consiste na partilha de recursos seguindo uma combinação de critérios de valor per capita (componente fixo, garantido) e de medidas de produção de serviços, implantação de ações ou cobertura de programas específicos (componente variável), com a imposição de teto financeiro (valor máximo) de transferência para cada estado ou município¹⁵ [Mendes et al. (2008) e CONASS (2011)].

A redistribuição intergovernamental de recursos promovida pelas transferências e o papel dos municípios na execução das despesas com saúde do setor público são evidenciadas pelos gráficos abaixo. O Gráfico 1 apresenta a participação relativa da despesa com saúde de cada esfera de governo no total da despesa com saúde do setor público brasileiro¹⁶. Já o Gráfico 2 mostra uma estimativa da participação relativa na execução (realização) da despesa¹⁷. A diferença entre participação relativa na despesa e na execução da despesa se deve às transferências, principalmente da União.

¹³ Este último bloco foi introduzido pela Portaria Ministério da Saúde nº 837, de 23 de abril de 2009.

¹⁴ Havia mais de uma centena de modalidades de repasse da União no âmbito do SUS [Servo et al. (2011) e CONASS (2007)].

¹⁵ No caso do bloco de investimentos, porém, os recursos são liberados após a aprovação, pelo Ministério da Saúde, de projetos apresentados por estados e municípios.

¹⁶ Fonte: Despesas empenhadas registradas na "Consolidação das Contas Públicas (Séries Temporais 2000 a 2012)", disponibilizado pela Secretaria do Tesouro Nacional – STN em <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/en/balanco-do-setor-publico-nacional-bspn->. Último acesso em 30/11/2016.

¹⁷ Fonte: Despesas empenhadas e receitas registradas na "Consolidação das Contas Públicas (Séries Temporais 2000 a 2012)", disponibilizado pela Secretaria do Tesouro Nacional – STN em <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/en/balanco-do-setor-publico-nacional-bspn->. Último acesso em 30/11/2016. Conforme mencionado nas notas explicativas que acompanham as edições anuais da consolidação das contas públicas, "[na consolidação] as transferências intergovernamentais deveriam ser eliminadas entre si para evidenciar apenas as transações externas ao setor público, porém as ferramentas de coleta de dados e o nível de padronização das contas públicas não permitem a eliminação de saldos e transações intra e intergovernamentais sem provocar imensas distorções nas demonstrações que impactam a avaliação dos usuários". Portanto, para estimar o valor das *despesas* com saúde da União e dos estados que constituem transferências intergovernamentais, utilizamos o valor das *receitas* com transferências informadas por estados e municípios.

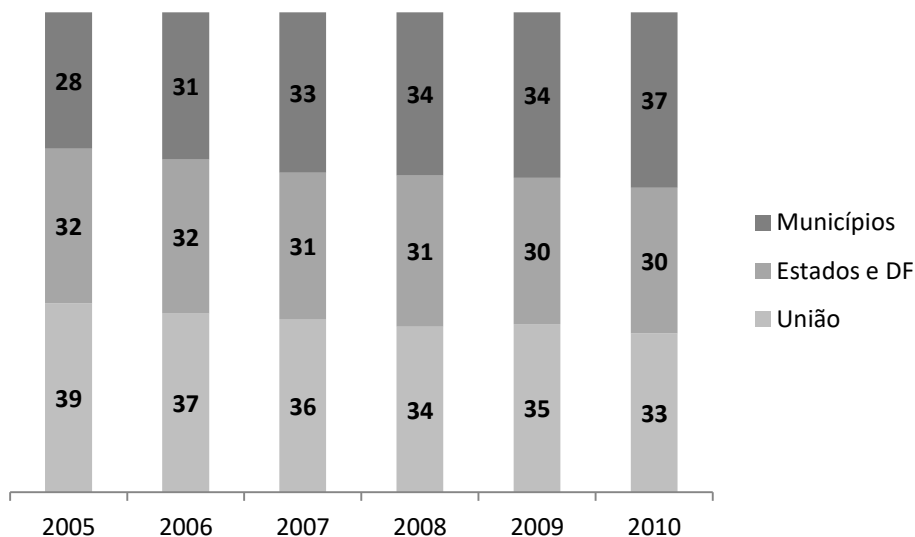


GRÁFICO 1 - PARTICIPAÇÃO RELATIVA NA DESPESA COM SAÚDE DO SETOR PÚBLICO

Fonte: Elaborado pelos autores com base na "Consolidação das Contas Públicas (Séries Temporais 2000 a 2012)", da Secretaria do Tesouro Nacional – STN.

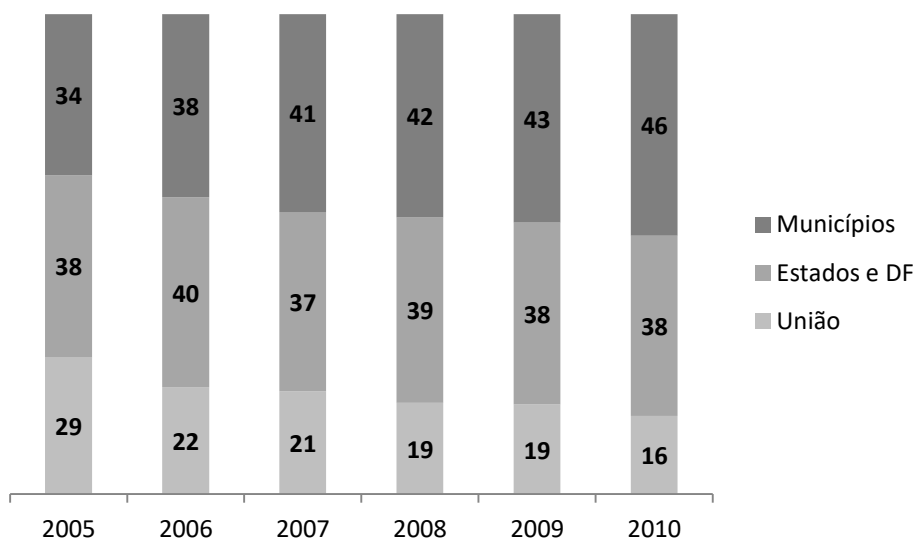


GRÁFICO 2 - PARTICIPAÇÃO RELATIVA NA EXECUÇÃO DA DESPESA COM SAÚDE DO SETOR PÚBLICO

Fonte: Elaborado pelos autores com base na "Consolidação das Contas Públicas (Séries Temporais 2000 a 2012)", da Secretaria do Tesouro Nacional – STN.

Entre 2005 e 2010, ano em que se baseiam as análises deste estudo, a participação dos municípios no total da despesa pública com saúde aumentou quase 10 pontos percentuais. Passou de 28% para 37%, ultrapassando estados e União em representatividade. Contudo, os estados e a União não aplicam diretamente parte expressiva de suas despesas, que consiste em transferências de recursos que são

empregados pelas prefeituras na operação do SUS. Assim, a importância relativa dos municípios é ainda maior no caso da execução da despesa com saúde do setor público. No mesmo período, saiu de 34% e alcançou 46%, quase metade da execução do total de despesas com saúde do setor público nacional.

A divisão da responsabilidade pela prestação de serviços de saúde também se reflete na distribuição dos estabelecimentos públicos de saúde, existentes em dezembro de 2010, por esfera de administração, exibida na Tabela 1, abaixo.

TABELA 1 - QUANTIDADE DE ESTABELECIMENTOS PÚBLICOS DE SAÚDE POR ESFERA ADMINISTRATIVA⁽¹⁾

Tipo de estabelecimento de saúde	Federal	Estadual	Municipal	Total	Part. rel. mun.
Centro de saúde/unidade básica de saúde	23	457	29.671	30.151	98%
Posto de saúde	26	100	11.160	11.286	99%
Secretaria de saúde	0	236	3.853	4.089	94%
Clínica especializada/ambulatório especializado	40	234	2.996	3.270	92%
Unidade de vigilância em saúde	0	55	1.944	1.999	97%
Consultório	7	127	1.699	1.833	93%
Hospital geral	75	357	1.377	1.809	76%
Centro de atenção psicossocial – CAPS	7	57	1.713	1.777	96%
Policlínica	10	80	1.071	1.161	92%
Unidade de apoio a diagnose e terapia	24	164	904	1.092	83%
Unidade mista	1	92	689	782	88%
Unidade móvel terrestre	0	23	652	675	97%
Central de regulação de serviços de saúde	0	66	484	550	88%
Farmácia	8	101	395	504	78%
Pronto socorro geral	1	22	437	460	95%
Unidade móvel de nível pré-hosp.	2	64	304	370	82%
Centro de apoio à saúde da família – CASF	0	0	266	266	100%
Hospital especializado	25	142	94	261	36%
Pronto atendimento	0	38	192	230	83%
Centro homoterápico e/ou hematológico	0	65	27	92	29%
Unidade de atenção à saúde indígena	7	0	68	75	91%
Laboratório central de saúde pública – LACEN	0	44	26	70	37%
Pronto socorro especializado	0	12	38	50	76%
Hospital dia	1	8	30	39	77%
Unidade móvel fluvial	0	0	21	21	100%
Centro de parto normal	0	0	15	15	100%
Total	257	2.544	60.126	62.927	96%

(1) Estabelecimentos em funcionamento em dezembro de 2010. Fonte: Elaborada pelos autores com dados do DataSUS (Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde – CNES).

Os municípios administravam 96% dos estabelecimentos de saúde públicos brasileiros em funcionamento em dezembro de 2010. De maneira geral, os estabelecimentos municipais representavam mais de 90% do total de estabelecimentos mais numerosos (com pelo menos mil unidades). Os hospitais gerais são uma exceção.

Ainda assim, dos 1.809, 76% eram municipais. Os hospitais especializados não eram numerosos, apenas 261 espalhados por todo o Brasil, e estavam principalmente sob a administração de governos estaduais e do Distrito Federal. Isso é consequência da divisão da responsabilidade pelos diferentes níveis de assistência. Conforme mencionado anteriormente, municípios são os principais responsáveis pela atenção básica e compartilham com os estados a responsabilidade por serviços de média e alta complexidade.

Abaixo, a Tabela 2 mostra que os estabelecimentos municipais são dominantes dentre aqueles que prestam atendimento ambulatorial (principalmente de nível básico e de média complexidade, mas também de alta complexidade) e hospitalar de média complexidade. Os estados e o Distrito Federal predominam somente no atendimento hospitalar de alta complexidade que, em geral, é oferecido em hospitais especializados¹⁸. De fato, em 2010, atendimento público hospitalar estava disponível em 3.391 municípios (61% do total de municípios)¹⁹. Contudo, somente em 1.974 havia algum hospital sob a administração municipal (35% do total).

TABELA 2 - DISTRIBUIÇÃO DOS ESTABELECIMENTOS DE SAÚDE POR ESFERA ADMINISTRATIVA E NÍVEL DE ASSISTÊNCIA⁽¹⁾

Esfera administrativa	Amb. Básica	Amb. média complex.	Amb. alta complex.	Hosp. média complex.	Hosp. alta complex.
Federal	0,3%	0,6%	4,1%	3,3%	15,1%
Estadual	2,3%	5,9%	27,1%	19,8%	51,1%
Municipal	97,4%	93,5%	68,8%	76,9%	33,7%

(1) Estabelecimentos em funcionamento em dezembro de 2010. Fonte: Elaborada pelos autores com dados do DataSUS (Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde – CNES).

Por fim, vale a pena comparar os setores público e privado de serviços de saúde, no Brasil, em 2010, ano de referência deste estudo. De acordo com a Conta-Satélite de Saúde do Sistema de Contas Nacionais²⁰, as despesas com saúde equivaliam a 8% do PIB (R\$ 206 bilhões). As despesas com saúde de famílias²¹ eram um pouco superiores às do governo: 4,4% (R\$ 166 bilhões) contra 3,6% do PIB (R\$ 140 bilhões). Entretanto,

¹⁸ O Governo Federal também mantém um número considerável de estabelecimentos de saúde que prestam atendimento hospitalar de alta complexidade.

¹⁹ Essa é a quantidade de municípios que registraram a aprovação de pelo menos uma Autorização de Internação Hospitalar – AIH no município.

²⁰ Disponibilizado pelo IBGE em:

http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/economia_saude/css_2010_2013/defaulttab_xls.shtm

²¹ E de instituições sem fins de lucro a serviço das famílias.

a rede privada de saúde era mais ampla do que a pública. Segundo o DataSUS²², havia 161.264 estabelecimentos privados de saúde e 62.927 públicos. Essa enorme discrepância era quase toda explicada pela quantidade de consultórios: 107.605 contra 1.699. Ainda assim, a rede privada de outros tipos de estabelecimentos de saúde era bastante superior à pública: 943 contra 261 hospitais especializados e 3.407 contra 1.809 hospitais gerais, por exemplo. A administração pública prevalecia nos estabelecimentos voltados à atenção básica, como pronto socorro, pronto atendimento e unidades básicas de saúde.

B. Referências bibliográficas

Arretche, M. e Marques, E. (2002). "Municipalização da saúde no Brasil: diferenças regionais, poder do voto e estratégias de governo". *Ciência e Saúde Coletiva*, 7(3), 455-479.

Arretche, M., Gerschman, S., Edler, F. C. e Manuel Suárez, J. (2005). "A política da política de saúde no Brasil". In: *Saúde e democracia: história e perspectivas do SUS* (pp. 285-306). Fiocruz.

CONASS (2003). "Para entender a gestão do SUS". Conselho Nacional de Secretários de Saúde.

_____ (2007). "O Financiamento da Saúde". Conselho Nacional de Secretários de Saúde. Coleção Progestores.

_____ (2011). "O Financiamento da Saúde". Conselho Nacional de Secretários de Saúde. Coleção Progestores.

Franzese, C. (2010). "Federalismo cooperativo no Brasil: da Constituição de 1988 aos sistemas de políticas públicas". Tese de Doutorado em Administração Pública e Governo. FGV: São Paulo.

Gragnotati, M., Lindelow, M., Couttolenc, B. (2013). "20 anos de construção do sistema de saúde no Brasil: uma análise do sistema único de saúde". World Bank Publications.

Kajiura, A. P. (2011). "A oferta de serviços de média e alta complexidade e os sistemas de informação no sistema único de saúde. Políticas públicas e financiamento federal do sistema único de saúde". In: Melamed, C., e Piola, S. F. (Organizadores). "Políticas públicas e financiamento federal do sistema único de saúde", Brasília, DF: IPEA, 187-210.

²² Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde – CNES

Lima, C. A. (2011). "Implementação das Normas Operacionais da Assistência à Saúde (NOAS): transferências de recursos federais para a média e alta complexidade–2001-2006". In: Melamed, C., e Piola, S. F. (Organizadores). "Políticas públicas e financiamento federal do sistema único de saúde", Brasília, DF: IPEA, 211-238.

Medici, A. (2011). "Propostas para melhorar a cobertura, a eficiência e a qualidade no setor saúde". In: Bacha E.L., Schwartzman S. (Organizadores). "Brasil: a nova agenda social". Rio de Janeiro: Instituto de Estudos de Política Econômica–Casa das Garças, 23-93.

Melamed, C. (2011). "Regulamentação, produção de serviços e financiamento Federal do sistema único de saúde: dos anos 90 aos 2000". In: Melamed, C., e Piola, S. F. (Organizadores). "Políticas públicas e financiamento federal do sistema único de saúde", Brasília, DF: IPEA, 59-89.

Mendes, M., Miranda, R. B., & Cosio, F. B. (2008). "Transferências intergovernamentais no Brasil: diagnóstico e proposta de reforma". Senado Federal, Consultoria Legislativa.

Ministério da Saúde (2013). "Financiamento público de saúde". Série Ecos – Economia da Saúde para a Gestão do SUS; Eixo 1, volume 1. Brasília, DF.

Piola, S. F., Barreto de Paiva, A., Batista de Sá, E., & Servo, L. M. S. (2013). "Financiamento público da saúde: uma história à procura de rumo". Texto para Discussão nº 1846, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Servo, L. M. S., Piola, S. F., Paiva, A. B., & Ribeiro, J. A. (2011). "Financiamento e gasto público de saúde: histórico e tendências". In: Melamed, C., e Piola, S. F. (Organizadores). "Políticas públicas e financiamento federal do sistema único de saúde", Brasília, DF: IPEA, 59-89.

Souza, R. R. D., & Viana, A. L. D. Á. (2002). O sistema público de saúde brasileiro. In: "O Sistema Único de Saúde em dez anos de desafio" (pp. 441-469). Sobravime.

II. Escala e Diversidade Dos Serviços Públicos de Saúde nos Municípios Brasileiros

RESUMO

Utilizando dados de uma amostra de municípios brasileiros relativos ao ano de 2010, este estudo realiza uma análise da diversidade dos serviços públicos de saúde. São encontradas evidências robustas de uma associação positiva entre escala do município (medida pelo tamanho da população) e diversidade. O resultado está em acordo com o "efeito zoo" de Oates (1988) e, na ausência de informações sobre benefícios e custos marginais sociais relacionados à oferta de novos tipos de serviços de saúde, é interpretado como indicação de que os gestores municipais têm em vista a regra de eficiência alocativa de Samuelson (1954). O nível de renda, a proporção da população coberta por planos de saúde e a diversidade dos serviços privados de saúde contribuem para aumentar a diversidade dos serviços públicos de saúde. Já a proporção de pessoas não brancas a influencia desfavoravelmente. As estimativas indicam que, de maneira geral, é fraca a conexão entre diversidade e o perfil da demanda por serviços públicos de saúde, mensurada pela representatividade das diferentes causas de internações hospitalares e óbitos. Somente a proporção de internações hospitalares motivadas por neoplasias (tumores), por gravidez/parto/puerpério e a proporção de óbitos causados por doenças do aparelho respiratório ampliam significativamente a diversidade da cesta de serviços.

Palavras-Chave: Saúde; Escala; Diversidade; Eficiência alocativa; "Efeito Zoo"; Municípios.

A. *Introdução*

Segundo Oates (1988), estimativas tradicionais do impacto da população sobre o nível da despesa pública e, conseqüentemente, do grau de congestionamento do consumo de bens públicos, podem estar viesadas pelo "efeito zoo". Segundo o autor, é possível que o nível de despesa aumente à medida que cresce o tamanho da população do governo local não devido a congestionamento, mas porque a diversidade de serviços prestados também cresce com a população. E a despesa é maior porque o escopo mais amplo de provisão significa a incorporação de serviços mais custosos à cesta de serviços prestados pelo governo.

Isso ocorreria porque determinados tipos de bens públicos locais são caracterizados por elevada indivisibilidade. Isto é, a provisão da primeira unidade do bem é muito custosa. É o caso de zoológicos (e, por isso, o nome de "efeito zoo"), mas também de serviços médicos que requerem uma combinação mínima de instalações (edificações e leitos), equipe de profissionais e equipamentos para serem prestados, por exemplo.

Supondo que as decisões de gasto têm em vista a regra de eficiência alocativa de Samuelson (1954)²³, um bem com elevado grau de indivisibilidade tende a ser disponibilizado pelo gestor municipal se o benefício marginal total da primeira unidade do bem público – i.e., a soma das taxas marginais de substituição entre uma unidade de um bem privado²⁴ e o bem público de cada um dos beneficiários – pelo menos se iguala ao custo marginal social de provisão da primeira unidade do bem. A probabilidade de essa condição ser satisfeita é tão maior quanto maior for o contingente de beneficiários. Ou seja, somente municípios populosos o suficiente tenderiam a ofertar tipos particularmente custosos de bens públicos.

Assim, o esperado é que quanto mais populoso o município, maior o nível de despesa pública. Não somente porque oferecem maior quantidade do bem público local, cujo consumo está sujeito a congestionamento, mas também porque prestam serviços mais diversificados. O aumento do custo médio de operação como consequência da oferta de uma cesta de serviços também pode repercutir em estimativas de eficiência técnica. Para um dado nível de despesa pública, municípios mais populosos podem

²³ Também denominada de eficiência de Pareto no setor público [Brueckner (1982)].

²⁴ Ou de uma determinada composição de bens privados.

apresentar uma maior diversidade, mas uma menor produção de serviços públicos de saúde.

Os impactos do "efeito zoo" sobre as estimativas de congestionamento e as medidas de eficiência técnica são objeto no segundo e terceiro capítulos deste estudo, respectivamente. O presente capítulo trata de testar a primeira metade do argumento de Oates (1988), a de que jurisdições governamentais de maior porte tendem a ofertar serviços mais diversificados. Mais especificamente, o objetivo deste capítulo é verificar empiricamente a existência de associação positiva entre o tamanho da população e a diversidade de serviços públicos de saúde prestados nos municípios brasileiros.

O setor de saúde é particularmente adequado à análise. O custo unitário de uma cirurgia convencional para o tratamento do aneurisma da aorta abdominal infrarrenal era estimado em R\$ 473,23, em 2006. Porém, para ser realizado, o procedimento exige uma sala de cirurgia adequadamente equipada, uma equipe médica especializada e um leito em UTI. Somente os equipamentos necessários ao procedimento custavam mais R\$ 1 milhão [Nascimento (2008)]. Outro exemplo emblemático é o custo de aquisição de equipamentos de radioterapia (aceleradores lineares) para tratamento de pacientes com câncer. Mesmo em uma compra de grande escala negociada pelo Ministério da Saúde, o custo de cada equipamento foi de R\$ 2,25 milhões, em 2012 [Landim et al. (2013)].

Além disso, é grande o potencial de diversidade dos serviços públicos de saúde, uma vez que um dos princípios básicos do Sistema Único de Saúde, definido na Constituição Federal de 1988, é o da integralidade e continuidade dos cuidados. Isso implica que todos os serviços de que um doente precisa devem ser disponibilizados pelo SUS, ao menos em teoria [Gragnolati et al. (2013)]. Com efeito, em 2010, era possível registrar 482 diferentes tipos de procedimentos médicos oferecidos pelo SUS.

O foco em municípios se justifica porque outra importante característica do SUS é o da descentralização das ações de saúde, que, em grande parte, são de responsabilidade das administrações municipais [Piola et al. (2013)]. Em 2010, quase metade do total de despesas em saúde do setor público foi executada pelos municípios. Na federação brasileira, cabe aos municípios colocar à disposição da população diferentes tipos de estabelecimentos de atendimento (como postos, clínicas e hospitais) e programas (agentes comunitários, saúde da família, farmácia popular, etc.) que ofereçam uma quantidade e variedade de serviços (ambulatorial, diagnose e vigilância epidemiológica, por exemplo), com diferentes os níveis de complexidade, para atender à demanda local.

Em relação à literatura, são muito poucos os estudos que buscam analisar a relação entre escala do governo local e diversidade da provisão de bens públicos. A linha predominante é aquela que tenta identificar se alguma medida de diversidade das características da população afeta o nível geral da despesa pública ou a proporção da despesa pública destinada a uma área específica. No primeiro, um dos estudos clássicos é o Cutler et al. (1993), interessado principalmente no impacto da composição etária e racial de condados nos EUA. No segundo, destaca-se Alesina et al. (1997), que estima uma relação inversa entre diversidade étnica e a proporção de gastos produtivos (educação, estradas, saneamento e coleta de lixo) em cidades e áreas metropolitanas também dos EUA.

De fato, na literatura econômica, e não apenas na de setor público, a diversidade é comumente tomada como variável explicativa, não como variável dependente de explicação. Dois dos campos com interesse mais proeminente na diversidade são a economia da tecnologia (ou da inovação) e da carteira ótima de investimentos [Van den Bergh (2008) e Stirling (2007)]. Uma das principais exceções é o campo da economia evolucionária, que reconhece que a diversidade não é um dado, mas resultado de processos que não necessariamente têm equilíbrio bem definido e que têm repercussões sobre firmas, instituições, indústrias, nível de emprego, produção, comércio e crescimento [Tsipouri e Damvakeraki (2011)].

Schmandt e Stephen (1960) foram os primeiros a chamar a atenção para a associação entre tamanho da população e variedade da oferta municipal de serviços. Estimaram uma correlação forte e positiva entre o tamanho de população e a quantidade de subfunções²⁵ desempenhadas por governos locais do condado de Milwaukee nos EUA. Esse foi o estudo, aliás, que serviu de inspiração à hipótese formulada por Oates (1988).

Mais recentemente, usando dados de mais de 2,5 mil consórcios intermunicipais franceses, Frère et al. (2011) encontra evidência de que o tamanho da população dessas jurisdições está diretamente relacionado à diversidade de serviços por elas prestados. Concluem que cooperação intermunicipal parece fornecer um meio de ampliar a gama de serviços prestados, tornando possível a oferta de bens públicos locais caracterizados por elevado grau de indivisibilidade.

²⁵ A função "proteção policial", por exemplo, é dividida em várias subfunções, como "investigação criminal" e "patrulhamento".

Para o Brasil, ainda que Mendes e Sousa (2006b) e Sousa e Piola (2010) sugiram que alguns de seus resultados possam ser explicados pela existência de uma relação positiva entre população e diversidade, somente o trabalho de Silva e Sousa (2015) realiza uma análise cuidadosa dessa hipótese. Os autores utilizam dados de 2.903 municípios brasileiros que integram consórcios públicos intermunicipais²⁶. Para todos os modelos, estimam um efeito positivo e estatisticamente significativo do tamanho da população sobre a quantidade de serviços prestados nos municípios que compõem os consórcios. No pior caso, um aumento de 100% da população está associado a um incremento de 14% da variedade de serviços. No melhor, a um crescimento de 21%.

O presente estudo se diferencia dos demais porque se concentra em uma área específica da atuação de governos locais. Até onde foi possível verificar, não existem outros estudos que se propõem a analisar os determinantes da diversidade dos serviços públicos de saúde, em geral, e a associação entre esta e a escala do ente governamental responsável pela provisão, em particular.

Mesmo no caso da oferta privada, conforme destacado por MacArthur e Stranaham (1998), o escopo dos serviços prestados é tratado como exógeno em estudos que normalmente estão interessados em estimar funções de custo para hospitais. Um exemplo é Cremieux e Oullette (2001), que constrói um índice de diversidade de serviços e encontra evidência de que tem impacto positivo e significativo sobre o custo total de operação de hospitais canadenses.

No caso de análises de eficiência, Hollingsworth e Peacock (2008), Jacobs, Smith e Street (2006) e Ozcam (2014) indicam que é importante ajustar medidas de custo de sistemas ou estabelecimentos de saúde, públicos ou privados, de maneira a considerar a variedade de procedimentos ofertados, pois unidades mais diversificadas tendem a apresentar custos mais elevados. Entretanto, nenhum dos estudos compilados por esses autores tenta explicar a diversidade.

No caso SUS, existe uma lei específica que disciplina a incorporação de novas tecnologias de atendimento médico: Lei nº 12.401, de 29 de abril de 2011²⁷. A lei foi consequência da crescente judicialização da demanda pela inclusão de novos procedimentos na cesta de serviços ofertada, com pleitos amparados no princípio da integralidade do SUS estabelecida pela Constituição Federal. Desde a edição da lei, a

²⁶ Nas áreas da cultura, desenvolvimento social, desenvolvimento urbano, educação, emprego e trabalho, habitação, meio ambiente, saneamento básico, saúde, transporte ou turismo.

²⁷ Disponível para consulta em:

http://www.planalto.gov.br/CCIVIL_03/_Ato2011-2014/2011/Lei/L12401.htm

ampliação do rol de procedimentos oferecidos pelo SUS segue um processo bem definido baseado, entre outros, na avaliação custo benefício da nova tecnologia em vista das tecnologias já existentes [Capucho (2012)]. É deste rol que o gestor municipal escolhe os procedimentos a serem ofertados nos estabelecimentos de saúde que administra.

Neste estudo, nas equações de regressão utilizadas para descrever a variação observada na diversidade de serviços públicos de saúde ofertados, além da população, utilizamos outras variáveis que representam o perfil do eleitor mediano. São as mesmas variáveis que são utilizadas, no próximo capítulo, para estimar a despesa pública municipal. O argumento é que variáveis que afetam o nível da demanda por serviços públicos de saúde também podem ser relevantes para explicar a diversidade dos serviços ofertados. Além disso, consideramos que a diversidade da oferta responde, em alguma medida, à diversidade da demanda por serviços públicos de saúde. Por isso, incluímos variáveis que controlam o perfil da demanda, como a proporção de internações hospitalares e óbitos classificados de acordo com as condições de saúde que os causaram (doenças do aparelho circulatório, malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas, doenças infecciosas e parasitárias, etc.). Por fim, assumimos que a diversidade dos serviços públicos é influenciada por características da provisão de serviços privados de saúde do município.

Na ausência de informações sobre benefícios e custos marginais sociais relacionados à incorporação de novos serviços de saúde, esse conjunto abrangente de controles permite interpretar a identificação de uma associação positiva e estatisticamente significativa entre escala do município e diversidade como evidência de que os gestores municipais guiam suas decisões de oferecer novos tipos de serviço pela regra de Samuelson. Isto é, como indicação de que a quantidade de tipos de serviços ofertados, por responder à quantidade de potenciais beneficiários, é feita tendo em vista a condição de que o benefício marginal social do novo serviço é pelo menos igual a seu custo marginal social²⁸.

²⁸ Na literatura, o método mais comum de avaliação empírica de eficiência alocativa de bens públicos locais foi desenvolvido por Brueckner (1982), baseado na constatação de que, sob certas condições, o valor agregado das propriedades imobiliárias em uma jurisdição atinge seu máximo quando a quantidade ofertada de bens públicos (i.e., o nível da despesa pública) satisfaz a condição de eficiência de Pareto. O único estudo de avaliação de eficiência alocativa aplicado ao Brasil é o de Mattos (2008), que segue a proposta de Brueckner (1982). Utilizando dados em painel de uma amostra de municípios paulistas, os resultados sugerem que os bens públicos estão sendo ofertados de forma ineficiente, além do nível ótimo. Bates e Santerre (2013) segue a mesma proposta para avaliar a eficiência alocativa de gastos em saúde

Outra contribuição deste estudo é a construção de múltiplos indicadores de diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde. Cada um dos indicadores utilizados na análise é uma combinação particular de unidades de medidas e metodologias de cálculo. Em relação a estas últimas, são utilizados tipos de procedimentos médicos, estabelecimentos de saúde, especialidades de profissionais médicos, equipamentos e leitos. Quanto às últimas, recorreremos principalmente a índices originalmente desenvolvidos para mensuração de biodiversidade [Magurran (2004)].

Este capítulo é composto por outras quatro seções, além desta introdução. A primeira trata dos indicadores de diversidade considerados. A segunda apresenta os dados e a especificação dos modelos econométricos utilizados na análise empírica. A terceira expõe e discute os resultados das estimativas das equações de regressão da diversidade da provisão de serviços públicos municipais de saúde. A última seção apresenta as principais conclusões e limitações da análise.

B. Os Indicadores de Diversidade

Neste estudo a diversidade da provisão municipal de serviços de saúde é representada por sete indicadores distintos. Cada um deles é resultado de uma combinação particular de metodologia de cálculo e unidades de medida da diversidade. Seja $n \in \mathbb{N}^+$ a quantidade de diferentes tipos de procedimentos médicos, estabelecimentos de saúde, médicos, equipamentos médicos ou leitos hospitalares de um município e q_l , $l = 1, 2, \dots, n$, a quantidade de unidades de cada tipo. A população ou quantidade total de procedimentos médicos, estabelecimentos de saúde, médicos, equipamentos médicos ou leitos hospitalares é dada por $Q = \sum_{l=1}^n q_l$ e a participação relativa de cada tipo na população é dada por $s_l = q_l/Q$. Além disso, seja v_l o valor médio de cada tipo de procedimento médico²⁹, $V = \sum_{l=1}^n v_l$ e $\bar{s}_l = v_l/V$ outra forma de mensuração da participação relativa de cada de tipo de procedimento

(assumindo que representam todos os bens públicos) de governos locais do Estado de Connecticut, nos EUA.

²⁹ O valor médio de cada tipo corresponde ao valor total repassado pelo SUS ao estabelecimento de saúde – como remuneração pela realização do procedimento – dividido pela quantidade de procedimentos desse tipo que foi realizada. Esse tipo de repasse do SUS é denominado "remuneração por serviços produzidos". É importante destacar os valores repassados pelo SUS não refletem os custos efetivamente incorridos pelos estabelecimentos de saúde na realização de procedimentos médicos, que tendem a variar entre estabelecimentos e entre municípios. A tabela do SUS é de aplicação nacional. De acordo com levantamento de La Forgia e Couttolenc (2009), em média, o SUS paga valores bem inferiores ao custo. Entretanto, para alguns procedimentos de alta complexidade, como cirurgia cardíaca e transplantes de órgãos, a remuneração é muito superior ao custo.

médico. Logo, os sete indicadores de diversidade da provisão pública de serviços de saúde calculados para subsidiar a análise deste estudo são definidos pelas fórmulas contidas na Tabela 3, a seguir, que também apresenta descrições adicionais.

DivQuantProced, *DivQuantEstab* e *DivQuantMed*, os três primeiros indicadores, mensuram a abundância ou variedade absoluta de tipos de procedimentos médicos, estabelecimentos de saúde e médicos. Trata-se simplesmente da contagem dos diferentes tipos presentes em um município. Quanto maior a quantidade de tipos, maior a diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde.

O quarto, *DivQuantRelEquip*, é um indicador de abundância ou variedade relativa, pois pondera a contagem de tipos pela quantidade total de equipamentos médicos. De acordo com esse indicador, a provisão de serviços públicos de saúde em um município com 10 equipamentos médicos classificados em 2 tipos diferentes é considerada mais diversificada do que um município com 20 equipamentos médicos também distribuídos em 2 tipos³⁰.

TABELA 3 - DESCRIÇÃO DOS INDICADORES DE DIVERSIDADE DA PROVISÃO PÚBLICA DE SERVIÇOS DE SAÚDE

#	Indicador	Descrição	Fórmula de cálculo	Fonte dos dados	Referência temporal
1	<i>DivQuantProced</i>	É a quantidade de diferentes tipos de procedimentos médicos do SUS realizados [e.g. Magurran (2004)]	n	DataSUS	jan. a dez/2010
2	<i>DivQuantEstab</i>	É a quantidade de diferentes tipos de estabelecimentos de saúde do SUS [e.g. Magurran (2004)]	n	DataSUS	dez/2010
3	<i>DivQuantMed</i>	É a quantidade de diferentes tipos de médicos do SUS [e.g. Magurran (2004)]	n	DataSUS	dez/2010
4	<i>DivQuantRelEquip</i>	É a quantidade de diferentes tipos de equipamentos médicos do SUS ponderada pelo logaritmo natural da quantidade total de equipamentos do SUS [e.g. Odum et al. (1960)]	$n/\ln Q$	DataSUS	dez/2010

³⁰ É atribuído o valor igual a zero para *DivQuantRelEquip* para municípios com até um equipamento médico.

#	Indicador	Descrição	Fórmula de cálculo	Fonte dos dados	Referência temporal
5	<i>DivQuantProcedS&W</i>	É o índice de diversidade de Shannon-Weaver [Shannon e Weaver (1949)] aplicado à quantidade de diferentes tipos de procedimentos médicos do SUS realizados	$-\sum_{l=1}^n s_l \ln s_l$	DataSUS	jan. a dez/2010
6	<i>DivValorProcedSimpson</i>	É o inverso do índice de diversidade de Simpson [Simpson (1949)], também conhecido como índice de especialização ou concentração de Herfindahl-Hirschman [Hirschman (1945) e Herfindahl (1950)], aplicado ao valor médio de diferentes tipos de procedimentos médicos do SUS realizados	$1/\sum_{l=1}^n \bar{s}_l^2$	DataSUS	jan. a dez/2010
7	<i>DivQuantLeitoP&T</i>	É o índice de diversidade de Patil-Taillie [Patil e Taillie (1982)] aplicado à quantidade de diferentes tipos de leitos hospitalares do SUS	$(\frac{1}{2}) \sum_{l=1}^n s_l \ln(1 - s_l^2)$	DataSUS	dez/2010

Fonte: Elaborada pelos autores.

DivQuantProcedS&W, *DivValorProcedSimpson* e *DivQuantLeitoP&T*, os últimos três indicadores, levam em consideração não somente a abundância ou variedade de tipos, mas também a participação relativa de cada um deles na quantidade total de procedimentos médicos, no somatório de valores médios de procedimentos médicos e de leitos hospitalares. Logo, medem também o equilíbrio da distribuição de tipos. No caso desses indicadores, um município com 2 tipos com participações relativas semelhantes tem mais diversidade do que outro também com 2 tipos mas com participações relativas mais desiguais³¹.

Para destacar as diferenças entre os sete indicadores de diversidade considerados neste estudo, a Tabela 4, abaixo, simula o cálculo das variedades absoluta e relativa, do índice de Shannon-Weaver, do inverso do índice de Simpson e do índice de Patil-Taillie para cinco municípios hipotéticos que diferem entre si pela quantidade de tipos, a

³¹ No caso de *DivQuantLeitoP&T* é atribuído o valor igual a zero a municípios sem nenhum leito hospitalar. No caso de *DivValorProcedSimpson* é atribuído o valor igual a um a municípios sem nenhum valor médio de procedimento médico. Como não existem municípios sem nenhum procedimento médico, não é necessário imputar zeros no caso de *DivQuantProcedS&W*.

distribuição de tipos e a quantidade total de indivíduos de uma população qualquer (de procedimentos médicos, por exemplo) com no máximo três tipos. A Tabela 4 também simula o cálculo dos índices de Gini e de Theil, mais comuns à literatura econômica, para mostrar que, para uma dada distribuição de participações relativas, esses indicadores são insensíveis à quantidade de tipos e, por isso, não são adequados à mensuração da diversidade conforme proposta neste estudo. Um tratamento pormenorizado e comparado das propriedades desses e de outros indicadores de diversidade pode ser encontrado em Stirling (2007), Baumgärtner (2006), Ottaviano et al. (2003) e no capítulo 4 de Magurran (2004).

TABELA 4 - SIMULAÇÃO DE INDICADORES DE DIVERSIDADE

Município	q_1	q_2	q_3	Q	Variedade absoluta	Variedade relativa	Índice de Shannon-Weaver	Inverso do índice de Simpson	Índice de Patil-Taillie	Índice de Gini	Índice de Theil
A	0	1	5	6	2	1,12	0,45	1,38	0,21	0,33	0,24
B	0	2	4	6	2	1,12	0,64	1,80	0,33	0,17	0,06
C	0	3	3	6	2	1,12	0,69	2,00	0,38	0,00	0,00
D	2	2	2	6	3	1,67	1,10	3,00	0,44	0,00	0,00
E	4	4	4	12	3	1,21	1,10	3,00	0,44	0,00	0,00

Fonte: Elaborada pelos autores.

Além de diferentes índices, os indicadores de diversidade são construídos por meio de medidas distintas. O primeiro, o quinto e o sexto indicadores de diversidade da provisão de saúde pública municipal, *DivQuantProced*, *DivQuantProcedS&W* e *DivValorProcedSimpson*, consideram 482 tipos de procedimentos médicos, classificados por natureza (hospitalar ou ambulatorial), nível de complexidade (baixa, média ou alta) e forma de organização na Tabela de Procedimentos, Medicamentos, Órteses/Próteses e Materiais Especiais do SUS³² (coleta de material por meio de punção/biópsia, exames cito patológicos, exames radiológicos do abdômen e pelve, tratamento de doenças infecciosas e parasitárias, assistência fisioterapêutica em queimados, cirurgia das vias aéreas superiores e do pescoço, etc.).

O segundo indicador, *DivQuantEstab*, abrange 108 tipos de estabelecimentos de saúde, classificados conforme o atendimento prestado (ambulatório, internação hospitalar, serviço de apoio a diagnose e terapia, urgência, vigilância epidemiológica

³² Disponível em <http://sigtap.datasus.gov.br/tabela-unificada/app/sec/inicio.jsp>. Último acesso em 06/04/2016.

e/ou sanitária e farmácia ou cooperativa de saúde) e o perfil do estabelecimento (hospital geral, hospital especializado, posto de saúde, pronto socorro geral, unidade mista de saúde, centro de parto normal, centro de atenção psicossocial, unidade móvel fluvial, etc.).

O terceiro indicador, *DivQuantMed*, identifica 65 tipos de médicos classificados por especialidades (médico acunpaturista, cancerologista pediátrico, de família e comunidade, geriatra, em medicina nuclear, homeopata, psiquiatra, etc.), ao passo que o quarto, *DivQuantRelEquip*, considera 55 tipos de equipamentos médicos (bilirrubinômetro, eletroencefalógrafo, forno de Bier, mamógrafo com estereotaxia, raios-X para densitometria óssea, ressonância magnética, tomógrafo computadorizado, ultrassom doppler colorido, etc.).

Já o sétimo e último indicador, *DivQuantLeitoP&T*, considera 20 tipos de leitos hospitalares, classificados conforme finalidade (internação ou complementar, isto é, em UTI ou outra unidade intermediária de atendimento hospitalar) e perfil do estabelecimento de saúde em que estão localizados (hospital geral, hospital especializado, hospital dia, pronto socorro geral, pronto socorro especializado, unidade mista de saúde, centro de parto normal, etc.).

A Tabela 5, abaixo, apresenta as estatísticas descritivas das medidas utilizadas para construir os sete indicadores de diversidade dos serviços de saúde pública para a amostra de dados de 5.243 municípios brasileiros relativos ao ano de 2010. A fonte é o DataSUS³³.

TABELA 5 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS MEDIDAS DOS INDICADORES DE DIVERSIDADE⁽¹⁾

Medida ⁽²⁾	Média	Mediana	Moda	Quant. de zeros	Mínimo	Máximo	Coef. de variação	Total amostra
Quantidade de tipos de procedimentos médicos	58	43	16	0	1	471	97%	482
Quantidade total de procedimentos médicos	610.518	134.039	52.015	0	153	280 milhões	756%	3,2 bilhões
Somatório dos valores médios dos tipos de procedimentos médicos ⁽³⁾	13.708	4.074	0	444	0	446.564	291%	71 milhões
Quantidade de tipos de estabelecimentos de saúde	9	8	8	0	1	53	66%	108

³³ <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>

Medida ⁽²⁾	Média	Mediana	Moda	Quant. de zeros	Mínimo	Máximo	Coef. de variação	Total amostra
Quantidade total de estabelecimentos de saúde	20	11	5	0	1	2.094	239%	105.690
Quantidade de tipos de médicos	5	3	1	375	0	61	145%	65
Quantidade total de médicos	41	5	1	375	0	19.302	942%	212.776
Quantidade de tipos de equipamentos médicos	13	10	1	2	0	55	85%	55
Quantidade total de equipamentos médicos	37	15	2	2	0	6.063	356%	191.612
Quantidade de tipos de leitos hospitalares	1	1	1	1.795	0	9	101%	20
Quantidade total de leitos hospitalares	65	19	0	1.795	0	18.242	632%	341.217

Fonte: Elaborada pelos autores com dados do DataSUS.

(1) Os dados se referem a uma amostra de 5.243 municípios brasileiros, relativos ao ano de 2010;

(2) A não ser quando explicitamente indicado, as medidas estão expressas em unidades;

(3) Neste caso, expressa em unidades monetárias de Real (R\$ 1,00) correntes de 2010.

C. *Dados e Estratégia Empírica*

O objetivo é examinar se há evidência empírica de uma relação positiva entre o tamanho da população e a diversidade dos serviços públicos de saúde prestados nos municípios brasileiros, o que contribuiria para corroborar a existência do "efeito zoo" do modelo teórico de congestionamento da provisão de bens públicos locais de Oates (1988). Indicaria também que os gestores municipais incorporam novos tipos de serviços de saúde tendo em vista a regra de eficiência alocativa de Samuelson.

Para conferir robustez à análise, adotamos dois procedimentos complementares. O primeiro deles é computar e utilizar sete diferentes indicadores de diversidade, de forma a oferecer evidência de que as estimativas encontradas não dependem de uma medida específica, apresentar não somente uma estimativa pontual, mas um intervalo de estimativas de impacto da população sobre a diversidade e permitir comparar o grau de conformação dos diferentes indicadores ao modelo teórico.

O segundo procedimento consiste em estimar a relação entre população e cada indicador de diversidade por meio de modelos econométricos lineares distintos. Utilizamos mínimos quadrados ordinários, com estimativas de matrizes de covariância padrão – OLS e consistentes à presença de heterocedasticidade – OLS HC e

autocorrelação espacial de formas desconhecidas – OLS HAC, e estimamos um modelo de erros espaciais – SEM³⁴.

É importante ressaltar que os modelos econométricos discutidos neste capítulo (OLS, OLS HC, OLS HAC e SEM) assumem que a equação de regressão da diversidade é autônoma. No próximo capítulo, porém, considera-se a possibilidade de que forme um sistema com a equação de determinação do nível da demanda por serviços públicos de saúde. Além disso, a maior parte dos modelos do próximo capítulo trata a diversidade como variável explicativa potencialmente endógena do nível da demanda. Apesar de não serem objeto de discussão neste capítulo, as estimativas relativas à equação da diversidade, quando integrante de sistemas, são apresentadas no anexo estatístico.

A análise empírica baseia-se em uma amostra de dados *cross-section* 5.243 municípios brasileiros relativos ao ano de 2010³⁵. Uma mesma especificação de equação de regressão linear é utilizada em todos os modelos econométricos apresentados neste capítulo. No lado esquerdo da equação, a variável dependente é a diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde no ano de 2010 (*Div*), representada por um dos sete indicadores de diversidade de provisão pública municipal de serviços de saúde apresentados na seção anterior³⁶. Logo, para cada modelo econométrico são estimadas sete equações de regressão. No direito, a variável explicativa de interesse é a população residente no município em 2010 (*Pop*), conforme apurada pelo Censo do IBGE, e vem acompanhada de dois conjuntos de variáveis de controle, além do intercepto.

O primeiro conjunto de controles é formado por 22 variáveis também presentes no lado direito da equação de regressão do nível da demanda municipal por serviços públicos de saúde, que será discutida no próximo capítulo.

³⁴ Os modelos econométricos discutidos neste capítulo (OLS, OLS HC, OLS HAC e SEM) assumem que a equação de regressão da diversidade é autônoma. No próximo capítulo, porém, considera-se a possibilidade de que forme um sistema com a equação de determinação do nível da demanda por serviços públicos de saúde (SUR, 3SLS, 2SLS, 2SLS HC e GMM HAC). À exceção do SUR, esses modelos tratam a diversidade como variável explicativa potencialmente endógena do nível da demanda. Apesar de não serem discutidos nesse capítulo, as estimativas relativas à equação da diversidade em sistemas são apresentadas no anexo estatístico.

³⁵ Os dados de algumas poucas variáveis de controle referem-se ao ano de 2009.

³⁶ *DivQuantProced*, *DivQuantEstab*, *DivQuantMed*, *DivQuantRelEquip*, *DivQuantProcedS&W*, *DivValorProcedSimpson* e *DivQuantLeitoP&T*.

A inclusão dessas variáveis justifica-se porque representam o perfil do eleitor mediano e as características socioeconômicas do município, que, além de determinarem a variação observada no nível da demanda pública municipal por serviços de saúde, podem também ser relevantes para explicar a diversidade desses serviços. Outra razão, esta associada à utilização de métodos de variáveis instrumentais, é a necessidade de controlar o efeito de *todas* variáveis exógenas sobre a diversidade, que é explicitamente modelada como uma variável explicativa potencialmente endógena na regressão da demanda em alguns modelos discutidos no próximo capítulo. A lista completa e a descrição desse conjunto de variáveis de controle da equação de regressão da diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde são apresentadas na Tabela 6, abaixo.

TABELA 6 - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS DE CONTROLE DA REGRESSÃO DA DIVERSIDADE

#	Variável	Descrição	Fonte	Ano(s) de referência
1	Esforço tributário do município	É a razão entre a receita tributária (receita própria) e a receita orçamentária (receita total) do município.	Finbra STN	2010
2	Renda total do eleitor mediano	É o rendimento nominal mediano mensal de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento somado à parcela das transferências intergovernamentais per capita que são apropriadas pelo eleitor mediano. Essa parcela corresponde à razão entre o rendimento nominal mediano mensal e o médio de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento.	Censo IBGE e Finbra STN	2010
3	Densidade demográfica	Razão entre a população e a área territorial do município em km ²	Censo e Org. território IBGE	2010
4	Proporção de residentes estáveis	Razão entre a quantidade de pessoas que tinham mais de 5 anos ininterruptos de residência no município e a população do município	Censo IBGE	2010
5	Taxa média anual de variação da população	Taxa média anual de variação composta (CAGR) da população do município entre 1991 e 2010	Censo IBGE	2010 e 1991
6	Grau de urbanização	Razão entre a quantidade de pessoas residentes na área urbana e a população do município	Censo IBGE	2010
7	Proporção de crianças e jovens	Razão entre a quantidade de pessoas de até 17 anos de idade e a população residente no município	Censo IBGE	2010
8	Proporção de idosos	Razão entre a quantidade de pessoas de 65 anos ou mais de idade e a população do município	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010

#	Variável	Descrição	Fonte	Ano(s) de referência
9	Proporção de não brancos	Razão entre a quantidade de pessoas que se declaram pretas, amarelas, indígenas e pardas e a população do município	Censo IBGE	2010
10	Taxa de ocupação	Razão entre a quantidade de pessoas de 18 anos ou mais de idade que estavam ocupadas e a quantidade de pessoas nessa faixa etária que integravam a população economicamente ativa (PEA) do município	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
11	Grau de pobreza	Razão entre a quantidade de pessoas com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 255,00 mensais, em reais de agosto de 2010, equivalente a 1/2 salário mínimo nessa data, e a quantidade de moradores em domicílios particulares permanentes do município	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
12	Desigualdade de renda	Razão entre o rendimento nominal mediano mensal e o médio de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento	Censo IBGE	2010
13	Esperança de vida	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento, se permanecerem constantes ao longo da vida o nível e o padrão de mortalidade por idade prevalecente no ano do Censo	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
14	Mortalidade infantil	Número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
15	<i>Dummy</i> consórcio saúde	Assume valor igual a unidade, caso o município participe de consórcio intermunicipal de saúde, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
16	<i>Dummy</i> prefeito coligação PSDB	Assume valor igual a unidade, caso o prefeito fosse de partido que viria a integrar a coligação "O Brasil Pode Mais", encabeçada pelo PSDB, na eleição presidencial de 2010, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
17	<i>Dummy</i> prefeito coligação PT	Assume valor igual a unidade, caso o prefeito fosse de partido que viria a integrar coligação "Para o Brasil Seguir Mudando", encabeçada pelo PT, na eleição presidencial de 2010, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
18	<i>Dummy</i> capital estadual	Assume valor igual a unidade, caso o município seja uma capital estadual, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
19	<i>Dummy</i> região Norte	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Norte, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
20	<i>Dummy</i> região Nordeste	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Nordeste, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
21	<i>Dummy</i> região Sudeste	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Sudeste, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
22	<i>Dummy</i> região Sul	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Sul, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010

Fonte: Elaborada pelos autores.

O segundo conjunto de controles é formado por variáveis que, no contexto de métodos de variáveis instrumentais, são candidatas a instrumentos da diversidade. Isto é, são as variáveis que supomos relevantes para explicar a diversidade da provisão de serviços públicos de saúde – assim como a população, a variável independente de interesse –, mas não o nível da demanda por esses serviços. Logo, fazem parte da equação da diversidade (a equação reduzida da variável explicativa potencialmente endógena), mas são excluídas da equação da demanda por serviços públicos municipais de saúde (a equação estrutural), discutida no próximo capítulo.

Segundo Oates (1988), a diversidade de bens públicos locais é diretamente relacionada à população atendida, pois somente a agregação de uma quantidade suficiente de taxas marginais de substituição (disposições a pagar) de cidadãos justificaria a despesa em determinados bens e serviços públicos locais caracterizados por elevada indivisibilidade (custos fixos) – assumindo que as escolhas de gasto são feitas de maneira eficiente. Afora essa hipótese, porém, não encontramos na literatura modelos teóricos sobre os determinantes da diversidade da oferta pública de serviços de saúde que orientasse a escolha de candidatas a variáveis instrumentais.

Para compor o conjunto de instrumentos da diversidade, adotamos, então, duas hipóteses. A primeira é que a diversidade da oferta de serviços responde, em alguma medida, à diversidade da demanda por serviços de saúde. Isto é, a gama de procedimentos médicos, especialidades médicas e estabelecimentos de saúde do SUS disponíveis no município, por exemplo, estão associados ao nível de complexidade dos atendimentos médicos requeridos e aos tipos de condições de saúde, enfermidades e doenças que geram internações hospitalares e causam óbitos na população. Por isso, incluímos variáveis que refletem o perfil da demanda por saúde:

- i. A proporção de procedimentos ambulatoriais – que não exigem internação e são de baixa e média complexidade – no total de procedimentos médicos (ambulatoriais e hospitalares) realizados no município no ano de 2010;
- ii. A proporção de diferentes tipos de internações hospitalares, segundo os capítulos da décima edição da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – CID-10³⁷, no total de

³⁷ Mais informações em <http://www.who.int/classifications/icd/en/>. As tabelas da CID-10 podem ser baixadas em <http://www.datasus.gov.br/cid10/V2008/cid10.htm>

internações hospitalares realizadas no município em 2010. Na literatura médica, são denominados de indicadores de morbidade hospitalar;

- iii. A proporção de diferentes tipos de óbitos, também segundo os capítulos da CID-10, no total de óbitos ocorridos no município em 2010. São os chamados indicadores de mortalidade geral.

Os capítulos temáticos da CID-10 considerados na definição dos tipos de internações hospitalares e óbitos são: 1. Algumas doenças infecciosas e parasitárias; 2. Neoplasias (tumores); 3. Doenças do sangue e dos órgãos hematopoiéticos e alguns transtornos imunitários; 4. Doenças endócrinas nutricionais e metabólicas; 5. Transtornos mentais e comportamentais; 6. Doenças do sistema nervoso; 7. Doenças do olho e anexos; 8. Doenças do ouvido e da apófise mastoide; 9. Doenças do aparelho circulatório; 10. Doenças do aparelho respiratório; 11. Doenças do aparelho digestivo; 12. Doenças da pele e do tecido subcutâneo; 13. Doenças sistema osteomuscular e do tecido conjuntivo; 14. Doenças do aparelho geniturinário; 15. Gravidez, parto e puerpério; 16. Algumas afecções originadas no período perinatal; 17. Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas; 18. Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte; 19. Lesões, envenenamentos e algumas outras consequências de causas externas³⁸; 20. Causas externas de morbidade e mortalidade; e 21. Contatos com serviços de saúde³⁹.

É importante destacar que a enorme maioria dos procedimentos médicos do SUS, realizados em 2010, foram ambulatoriais. Dos 3,3 bilhões de procedimentos registrados, somente 11,7 milhões foram internações hospitalares. Portanto, a proporção de internações classificadas por tipo de doença revela uma parte muito pequena da demanda por diversidade de serviços públicos de saúde. As variáveis relativas a óbitos, porém, revelam uma fotografia mais abrangente do padrão de doenças que acometem as populações dos diferentes municípios.

Além das variáveis de caracterização da demanda por serviços de saúde, incluímos duas variáveis relacionadas à hipótese de que a diversidade da oferta pública de serviços de saúde é afetada pela provisão privada: a proporção da população coberta por plano de saúde médico e um indicador de diversidade dos serviços de saúde prestados pelo setor privado no município. Este último está disponível somente para a

³⁸ Este capítulo não se aplica a óbitos.

³⁹ Este capítulo não se aplica a óbitos.

regressão dos indicadores de diversidade baseados em estabelecimentos de saúde, médicos, equipamentos médicos e leitos hospitalares e é denominado de *DivQuantEstabPriv*, *DivQuantMedPriv*, *DivQuantRelEquipPriv* e *DivQuantLeitoP&T*, respectivamente.

A falta de um modelo teórico de determinação da diversidade da provisão pública municipal de saúde não nos permite definir *a priori* o sinal esperado de cada um desses 43 instrumentos, que estão listados e descritos na Tabela 7, abaixo.

TABELA 7 - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS DA REGRESSÃO DA DIVERSIDADE

#	Variável	Descrição	Fonte dos dados	Ano(s) de referência
1	Proporção de procedimentos médicos ambulatoriais	Razão entre a quantidade de procedimentos ambulatoriais e a quantidade total de procedimentos médicos (ambulatoriais e internações hospitalares) realizados no município	DataSUS	2010
2 a 22	Proporção de internações hospitalares por capítulo da CID-10	Razão entre a quantidade de cada tipo de internação hospitalar, segundo 21 capítulos da décima edição da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – CID-10, e o total de internações hospitalares realizadas no município	DataSUS	2010
23 a 41	Proporção de óbitos por capítulo da CID-10	Razão entre a quantidade de cada tipo de óbito, segundo 19 capítulos da décima edição da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – CID-10, e o total de óbitos ocorrido no município	DataSUS	2010
42	Proporção da população coberta por plano de saúde médico	Razão entre a quantidade de pessoas com plano de saúde médico (ambulatorial e/ou hospitalar) e a população do município	ANS	2010
43	Diversidade dos serviços privados de saúde	Indicador de diversidade de serviços privados de saúde prestados no município. Está disponível somente para os indicadores baseados em estabelecimentos de saúde, médicos, equipamentos médicos e leitos hospitalares: <i>DivQuantEstab</i> , <i>DivQuantMed</i> , <i>DivQuantRelEquip</i> e <i>DivQuantLeitoP&T</i> , respectivamente.	Calculado pelos autores com dados do DataSUS	2010

Fonte: Elaborada pelos autores.

Assim, a equação em que estão baseados todos os modelos de regressão linear da diversidade dos serviços públicos locais de saúde é

$$\ln Div = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Pop + \sum_{k=2}^{23} \alpha_k \ln x_k + \sum_{k=24}^{66} \alpha_k \ln z_k + \epsilon \quad (1)$$

em que Div é um vetor coluna contendo os valores relativos a um dos sete indicadores de diversidade – $DivQuantProced$, $DivQuantEstab$, $DivQuantMed$, $DivQuantRelEquip$, $DivQuantProcedS\&W$, $DivValorProcedSimpson$ e $DivQuantLeitoP\&T$ –, Pop é um vetor coluna de população municipal, a variável explicativa de interesse, x_k representa o conjunto de vetores coluna das 22 variáveis de controle que também estão presentes na equação do nível da demanda por serviços públicos de saúde, z_k representa o conjunto de vetores coluna das 43 variáveis tomadas como instrumentos da diversidade e ϵ é um vetor coluna com termos de erro estocástico. Todos os vetores têm dimensão igual a $M = 5.243$. A especificação linear do tipo log-log decorre do modelo de determinação do nível da demanda municipal por serviços públicos de saúde, que será detalhado no próximo capítulo, e implica que os coeficientes escalares α_k correspondem a elasticidades⁴⁰, o que é particularmente interessante, tendo-se em vista que os indicadores de diversidade não têm a mesma unidade de medida.

A Tabela 8, abaixo, apresenta as estatísticas descritivas das variáveis que compõem a equação de regressão (1), ainda não transformadas por logaritmos, que foram descritas anteriormente nas Tabelas 6 e 7.

TABELA 8 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DA DIVERSIDADE

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de variação (%)
<u>Dependente</u>						
<i>DivQuantProced</i>	57,801	43,000	1,000	471,000	55,838	97
<i>DivQuantEstab</i>	8,792	8,000	1,000	53,000	5,760	66
<i>DivQuantMed</i>	4,981	3,100	0,100	61,100	7,057	142
<i>DivQuantRelEquip</i>	4,081	3,805	0,051	11,042	2,027	50
<i>DivQuantProcedS&W</i>	2,184	2,193	0,0003	4,189	0,561	26
<i>DivQuantValorSimpson</i>	15,028	12,226	1,000	72,413	11,778	78
<i>DivQuantLeitoP&T</i>	0,036	0,001	0,001	0,465	0,086	240
<u>Explicativa</u>						
População	34.312	10.927	805	11.253.503	205.822	600
<u>Controles</u>						
Esforço tributário (%)	5,927	3,933	0,046	68,597	5,677	96
Renda total do eleitor mediano	1.753	1.634	625	9.936	584	33
Densidade demográfica	109,890	24,440	0,131	13.025	581,120	529
Proporção de residentes estáveis (%)	87,901	89,333	33,117	98,980	6,154	7

⁴⁰ A não ser para o intercepto e as variáveis *dummy*, que não são transformadas por logaritmos.

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de variação (%)
Taxa média anual de variação da população (%)	7,894	7,714	0,885	32,538	1,690	21
Grau de urbanização (%)	64,051	64,944	4,179	100,000	21,945	34
Proporção de jovens (%)	31,370	30,711	16,592	72,177	5,610	18
Proporção de idosos (%)	8,414	8,400	1,460	20,420	2,429	29
Proporção de não brancos (%)	52,735	57,150	0,840	99,140	24,044	46
Taxa de ocupação (%)	93,816	94,360	61,550	100,000	3,667	4
Grau de pobreza (%)	43,624	41,740	1,970	91,570	22,318	51
Desigualdade de renda (%)	76,661	71,788	34,085	127,990	17,487	23
Esperança de vida	73,128	73,500	65,300	78,640	2,667	4
Mortalidade infantil	19,139	16,900	8,490	46,800	7,077	37
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,420	0	0	1	0,494	118
<i>Dummy</i> prefeito coligação PSDB	0,335	0	0	1	0,472	141
<i>Dummy</i> prefeito coligação PT	0,539	1	0	1	0,499	93
<i>Dummy</i> capital estadual	0,005	0	0	1	0,070	1.417
<i>Dummy</i> região Norte	0,080	0	0	1	0,271	340
<i>Dummy</i> região Nordeste	0,316	0	0	1	0,465	147
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,306	0	0	1	0,461	151
<i>Dummy</i> região Sul	0,213	0	0	1	0,410	192
<u>Instrumentos</u>						
Proporção de procedimentos médicos ambulatoriais (%)	99,589	99,827	5,534	100,000	2,884	3
Proporção de internações hospitalares do cap. 1 da CID-10 (%)	0,0747	0,013525	0,000016	61,039	0,979	1.311
Proporção de internações hospitalares do cap. 2 da CID-10 (%)	0,0062	0,000007	0,000007	1,936	0,035	564
Proporção de internações hospitalares do cap. 3 da CID-10 (%)	0,0027	0,000003	0,000003	0,512	0,010	375
Proporção de internações hospitalares do cap. 4 da CID-10 (%)	0,0179	0,003920	0,000004	7,811	0,139	779
Proporção de internações hospitalares do cap. 5 da CID-10 (%)	0,0092	0,000002	0,000002	3,282	0,085	929
Proporção de internações hospitalares do cap. 6 da CID-10 (%)	0,0046	0,000002	0,000002	3,333	0,051	1.108
Proporção de internações hospitalares do cap. 7 da CID-10 (%)	0,0005	0,000001	0,000001	0,433	0,008	1.555
Proporção de internações hospitalares do cap. 8 da CID-10 (%)	0,0002	0,000001	0,000001	0,036	0,001	441
Proporção de internações hospitalares do cap. 9 da CID-10 (%)	0,0389	0,010861	0,000011	9,795	0,213	549
Proporção de internações hospitalares do cap. 10 da CID-10 (%)	0,0994	0,025039	0,000003	70,741	1,143	1.150
Proporção de internações hospitalares do cap. 11 da CID-10 (%)	0,0344	0,009057	0,000004	9,503	0,224	651
Proporção de internações hospitalares do cap. 12 da CID-10 (%)	0,0036	0,000003	0,000003	0,640	0,013	368
Proporção de internações hospitalares do cap. 13 da CID-10 (%)	0,0030	0,000002	0,000002	0,233	0,009	308
Proporção de internações hospitalares do cap. 14 da CID-10 (%)	0,0342	0,011233	0,000019	12,987	0,256	749

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de variação (%)
Proporção de internações hospitalares do cap. 15 da CID-10 (%)	0,0624	0,011949	0,000009	22,876	0,486	778
Proporção de internações hospitalares do cap. 16 da CID-10 (%)	0,0017	0,000004	0,000004	0,084	0,005	295
Proporção de internações hospitalares do cap. 17 da CID-10 (%)	0,0006	0,000001	0,000001	0,264	0,005	943
Proporção de internações hospitalares do cap. 18 da CID-10 (%)	0,0024	0,000003	0,000003	0,396	0,009	382
Proporção de internações hospitalares do cap. 19 da CID-10 (%)	0,0117	0,000003	0,000003	2,561	0,044	374
Proporção de internações hospitalares do cap. 20 da CID-10 (%)	0,0001	0,000001	0,000001	0,033	0,001	1.229
Proporção de internações hospitalares do cap. 21 da CID-10 (%)	0,0031	0,000003	0,000003	0,452	0,014	452
Proporção de óbitos do cap. 1 da CID-10 (%)	2,470	1,154	0,030	100,000	3,975	161
Proporção de óbitos do cap. 2 da CID-10 (%)	11,599	10,515	0,081	100,000	9,386	81
Proporção de óbitos do cap. 3 da CID-10 (%)	0,484	0,006	0,006	100,000	2,058	425
Proporção de óbitos do cap. 4 da CID-10 (%)	6,515	5,671	0,037	66,704	6,361	98
Proporção de óbitos do cap. 5 da CID-10 (%)	1,416	0,008	0,008	33,341	2,876	203
Proporção de óbitos do cap. 6 da CID-10 (%)	1,709	0,017	0,017	50,017	3,186	186
Proporção de óbitos do cap. 7 da CID-10 (%)	0,007	0,0001	0,0001	14,286	0,214	3.131
Proporção de óbitos do cap. 8 da CID-10 (%)	0,006	0,001	0,001	4,167	0,095	1.644
Proporção de óbitos do cap. 9 da CID-10 (%)	30,924	30,500	0,213	100,000	14,973	48
Proporção de óbitos do cap. 10 da CID-10 (%)	7,893	7,144	0,102	100,000	7,385	94
Proporção de óbitos do cap. 11 da CID-10 (%)	3,171	2,412	0,045	100,000	4,187	132
Proporção de óbitos do cap. 12 da CID-10 (%)	0,186	0,004	0,004	25,004	0,872	469
Proporção de óbitos do cap. 13 da CID-10 (%)	0,224	0,006	0,006	33,339	1,094	488
Proporção de óbitos do cap. 14 da CID-10 (%)	1,142	0,024	0,024	100,000	2,540	222
Proporção de óbitos do cap. 15 da CID-10 (%)	0,089	0,003	0,003	25,003	0,611	688
Proporção de óbitos do cap. 16 da CID-10 (%)	0,915	0,006	0,006	30,440	2,011	220
Proporção de óbitos do cap. 17 da CID-10 (%)	0,327	0,005	0,005	100,000	1,739	532
Proporção de óbitos do cap. 18 da CID-10 (%)	14,290	8,588	0,027	100,000	17,251	121

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de variação (%)
Proporção de óbitos do cap. 20 da CID-10 (%)	16,694	13,410	0,076	100,000	14,294	86
Proporção da população coberta por plano de saúde médico (%)	7,651	3,152	0,001	90,015	10,819	141
<i>DivQuantEstabPriv</i>	5,726	2,100	0,100	95,100	9,158	160
<i>DivQuantMedPriv</i>	1,819	0,100	0,100	59,100	5,638	310
<i>DivQuantRelEquipPriv</i>	2,327	2,196	0,031	8,409	2,117	91
<i>DivQuantLeitoP&Tpriv</i>	0,022	0,001	0,001	0,465	0,076	341

Fonte: Elaborada pelos autores.

Sete equações de regressão, uma para cada indicador de diversidade, são estimadas para cada um dos modelos econométricos considerados neste capítulo. Os modelos assumem que todos os regressores da diversidade são exógenos (ortogonais em relação ao vetor de erros)⁴¹ e que não padecem de multicolinearidade perfeita (i.e., a matriz de regressores tem posto completo).

O primeiro modelo estima os coeficientes da equação (1) por meio de mínimos quadrados ordinários – OLS assumindo que os erros são independentes e homocedásticos: $\epsilon \sim i. i. d. (0, \sigma^2 I_{M \times M})$, em que $I_{M \times M}$ é uma matriz identidade com dimensão M . Por se tratar de uma amostra de municípios brasileiros bastante heterogêneos entre si e, portanto, propensa a apresentar erros heterocedásticos de forma desconhecida⁴², o segundo modelo corresponde à aplicação de OLS à equação (1) considerando a estimativa da matriz de covariância dos coeficientes robusta à presença de erros com qualquer tipo de heterocedasticidade proposta por MacKinnon e White (1985). Denominamos esse segundo modelo de OLS HC.

O terceiro é um modelo de erros espaciais – SEM, que leva em consideração que os erros podem apresentar autocorrelação espacial, uma vez que é possível e até esperado que a diversidade da oferta de serviços públicos de saúde ofertados em um dado município seja afetada pelas características e a oferta de municípios próximos⁴³. Nesse modelo os erros da equação (1) assumem uma estrutura autoregressiva (ou uma

⁴¹ Ou seja, a equação (1) representa simplesmente uma projeção linear da diversidade em variáveis exógenas.

⁴² A hipótese de erros homocedásticos foi rejeitada pela versão de Koenker do teste de Breusch–Pagan [Wooldridge (2002)].

⁴³ A hipótese de ausência de correlação espacial dos erros foi rejeitada pelos testes de Wald, da razão de verossimilhança (*likelihood ratio* – LR) e do multiplicador de Lagrange (*Lagrange multiplier* – LM) [Ywata e Albuquerque (2011)]. Este último teste também indicou que o modelo de erros espaciais é a especificação mais adequada para modelar a dependência espacial da diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde quando comparado ao modelo de defasagem espacial, também conhecido como *Spatial Autoregressive Model* – SAR.

"defasagem" espacial) específica: $\epsilon = \lambda W\epsilon + \varepsilon$, em que $\varepsilon \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_{M \times M})$, W é uma matriz quadrada de dimensão M contendo pesos (fatores de ponderação) atribuídos conforme o grau de proximidade espacial entre as unidades *cross-section* e λ é um coeficiente escalar que indica a intensidade da autocorrelação espacial dos erros [Anselin (1988)].

No presente estudo a definição de proximidade espacial é binária e baseada na distância linear entre os distritos-sede dos municípios: são considerados vizinhos os municípios em que essa distância é de no máximo 50 quilômetros. Além disso, todos os vizinhos têm o mesmo peso relativo. Assim, se um dado município j possui $h = 1, 2, \dots, H$ vizinhos, a cada um deles é atribuído peso igual a $\omega_{jh} = 1/H$ na j -ésima linha da matriz W . A todos os demais municípios da j -ésima linha da matriz W é atribuído peso zero e uma linha de W completamente zerada é atribuída a município sem qualquer vizinho. Portanto, neste caso, o vetor coluna de "defasagem" espacial $W\epsilon$ corresponde a médias simples dos erros de cada um dos H municípios vizinhos. O parâmetro λ é primeiro estimado por máxima-verossimilhança e sua estimativa $\hat{\lambda}$ é utilizada para obter a estimativa da matriz de covariância dos erros em que se baseará a estimação dos coeficientes α_k por mínimos quadrados generalizados factíveis – FGLS⁴⁴, que é um estimador assintoticamente eficiente [Anselin (1988), Lesage e Pace (2009) e Ywata e Albuquerque (2011)].

O quarto modelo econométrico é uma combinação do segundo e do terceiro. Considera que os erros podem apresentar tanto heterocedasticidade quanto autocorrelação espacial, mas não postula um formato específico nem para a primeira nem para esta última. Neste modelo, que denominamos OLS HAC, estima-se os coeficientes da equação (1) por mínimos quadrados ordinários utilizando a estimativa de matriz de covariância robusta a erros com heterocedasticidade e autocorrelação espacial arbitrárias proposta por Conley (1999). Trata-se de um caso especial da estimativa da matriz de covariância robusta a erros com heterocedasticidade e autocorrelação temporal (serial) de Newey e West (1987). A matriz de Conley é estimada pelo somatório, ponderado pela proximidade espacial, de produtos cruzados de pares de vetores que correspondem à covariância amostral da função de momento⁴⁵ de

⁴⁴ *Feasible Generalized Least Squares*.

⁴⁵ $E[Z'\epsilon] = E[Z'(Div - Z\alpha)]$, em que $Z_{M \times 67} = [\iota \text{ Pop Custo Renda } x_4 \ x_5 \ \dots \ x_{23} \ z_{24} \ z_{25} \ \dots \ z_{66}]$ é o vetor de regressores de um observação (município) em particular, ι é um vetor coluna de dimensão M em que todos os elementos correspondem a unidade e $\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_{66})$.

observações vizinhas [Anselin (2001) e Ywata et al. (2005)]. Assim como no terceiro modelo, são considerados vizinhos somente os municípios em que a distância geográfica linear entre distritos-sede é de no máximo 50 quilômetros. Municípios com distritos além deste limite recebem peso igual a zero. Ao contrário do terceiro modelo, porém, quanto mais próximo o distrito-sede, maior o peso relativo do município vizinho: seja $0 < d_{jh} \leq 50$ a distância linear, em quilômetros, entre os distritos-sede de dois municípios vizinhos j e h ; o peso espacial é dado $1 - d_{jh}/50$.

Conforme destacado por Sousa e Mendes (2011), a principal vantagem em relação ao terceiro modelo e a outros modelos paramétricos de dependência espacial de dados *cross-section*⁴⁶ é o fato da abordagem de Conley (1999) ser não paramétrica e, portanto, robusta a eventual especificação equivocada da estrutura espacial dos erros. Outra vantagem é que simulações de Monte Carlo realizadas em Ywata et al. (2005) indicam que a abordagem de Conley (1999) produz resultados de inferência estatística válidos mesmo na presença de heterogeneidade da dependência espacial⁴⁷, o que a torna especialmente adequada à análise da interação espacial da provisão pública local de serviços de saúde entre jurisdições muito desiguais espalhadas por um extenso território como o brasileiro.

Cumprir notar que o primeiro, o segundo e o quarto modelos produzem as mesmas estimativas dos parâmetros da equação (1), todas elas consistentes em caso de não haver, no lado direito, variável endógena (regressor não ortogonal ao erro) e multicolinearidade perfeita (posto completo). A diferença entre eles reside nos resultados associados a inferência estatística, como o nível de significância estatística, isolada ou conjunta, dos parâmetros estimados. O terceiro modelo, porém, apresenta estimativas – também consistentes, sob as mesmas hipóteses – e resultados de inferência estatística diferentes dos demais.

⁴⁶ Por exemplo: o *Spatial Autoregressive Model* – SAR, o *Spatial Autoregressive and Moving Average Model* – SARMA e o *Spatial Durbin Model*.

⁴⁷ Quando os parâmetros do modelo espacial variam para cada observação conforme sua distribuição no espaço.

D. Resultados

Esta seção se concentra em apresentar e analisar os principais resultados obtidos por meio da estimação dos modelos econométricos da diversidade de serviços públicos municipais de saúde⁴⁸.

Visando facilitar a exposição, esta seção se concentra nos resultados das regressões de somente três indicadores de diversidade dos serviços públicos de saúde, apresentados nas tabelas 9, 10 e 11, a seguir: *DivValorProcedSimpson*, *DivQuantProcedS&W* e *DivQuantRelEquip*, respectivamente⁴⁹. Esses indicadores foram escolhidos, em primeiro lugar, por não se basearem simplesmente na contagem absoluta de tipos (como os indicadores *DivQuantProced*, *DivQuantEstab* e *DivQuantMed*). Em segundo, porque as suas unidades de medidas são muito mais variadas do que a do outro indicador de diversidade relativa (*DivQuantLeitoP&T*). Os resultados associados aos demais indicadores são apresentados no anexo estatístico. Vale ressaltar que os resultados de todos os sete indicadores apontam para a mesma conclusão em relação à variável explicativa de interesse: mesmo controlando-se para outros fatores, uma maior diversidade de serviços públicos de saúde está associada a populações maiores.

Também para simplificar a discussão e análise, as Tabelas 9, 10, 11 e o texto tratam somente dos resultados associados aos regressores cujas estimativas revelaram-se estatisticamente significantes na maioria das equações de regressão da diversidade. As tabelas completas estão no anexo estatístico.

⁴⁸ Os procedimentos econométricos foram implementados utilizando os softwares R para Windows (versões 3.2.3 e 3.2.4) e Stata/MP para Windows (versão 13.0).

⁴⁹ Os mesmos três indicadores serão objeto de discussão de resultados empíricos do próximo capítulo, que trata da demanda por serviços públicos municipais de saúde.

TABELA 9 - ESTIMATIVAS DAS REGRESSÕES DO INDICADOR DE DIVERSIDADE *DivValorProcedSimpson*⁽¹⁾

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivValorProcedSimpson</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	3,866	11,707	3,866	10,867	3,866	11,438	8,499	12,942
População	0,384***	0,036	0,384***	0,034	0,384***	0,038	0,354***	0,037
Renda	0,070	0,079	0,070	0,089	0,070	0,097	0,035	0,081
Prop. não brancos	-0,144***	0,046	-0,144***	0,050	-0,144***	0,056	-0,131**	0,051
<i>Dummy</i> consórcio saúde	-0,022	0,023	-0,022	0,023	-0,022	0,023	-0,018	0,024
Prop. pop. plano saúde	0,129***	0,017	0,129***	0,022	0,129***	0,024	0,130***	0,017
Prop. proced. ambulatorial	0,327*	0,172	0,327**	0,130	0,327***	0,095	0,245	0,166
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,025***	0,008	0,025***	0,004	0,025***	0,004	0,021***	0,007
Prop. AIHs cap7 CID-10	-0,021**	0,009	-0,021***	0,005	-0,021***	0,005	-0,015*	0,009
Prop. AIHs cap10 CID-10	-0,002	0,021	-0,002	0,013	-0,002	0,014	0,001	0,021
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,050***	0,016	0,050***	0,009	0,050***	0,009	0,055***	0,016
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,039*	0,020	0,039***	0,012	0,039***	0,012	0,024	0,020
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,027***	0,009	0,027***	0,005	0,027***	0,006	0,021**	0,009
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,031***	0,009	0,031***	0,011	0,031***	0,011	0,030***	0,008
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,016**	0,006	0,016**	0,008	0,016*	0,008	0,011*	0,006
Autocorrel. espacial (λ) ⁽²⁾	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,297***	0,023
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado ⁽³⁾	0,602	NA	0,602	NA	0,602	NA	0,618	NA
Teste Wald signif. global	7983***	NA	7097***	NA	4837***	NA	7663***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	157,827***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	166,868***	NA

(1) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. Para simplificar a exposição, são omitidas as estimativas de coeficientes que não se revelaram estatisticamente significantes na maioria das equações de regressão consideradas. O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p -valor $< 0,01$, ** se p -valor $< 0,05$, * se p -valor $< 0,10$ e nenhum asterisco caso contrário; (2) A significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dada pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística t assintótica (i.e., a estatística z) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald; (3) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo- R^2 de Nagelkerke. Fonte: Elaborada pelos autores.

TABELA 10 - ESTIMATIVAS DAS REGRESSÕES DO INDICADOR DE DIVERSIDADE *DivQuantProcedS&W*⁽¹⁾

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProcedS&W</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	3,915	3,328	3,915	4,980	3,915	4,903	3,587	3,389
População	0,071***	0,010	0,071***	0,011	0,071***	0,011	0,072***	0,010
Renda	0,128***	0,023	0,128***	0,025	0,128***	0,026	0,131***	0,023
Prop. não brancos	-0,029**	0,013	-0,029**	0,015	-0,029*	0,016	-0,030**	0,013
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,017*	0,009	0,017*	0,009	0,017*	0,009	0,016	0,010
Prop. pop. plano saúde	0,014***	0,005	0,014**	0,006	0,014**	0,006	0,014***	0,005
Prop. proced. ambulatorial	0,094*	0,049	0,094***	0,036	0,094***	0,027	0,090*	0,048
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,005**	0,002	0,005***	0,002	0,005***	0,002	0,005**	0,002
Prop. AIHs cap7 CID-10	0,005**	0,003	0,005***	0,001	0,005***	0,002	0,005**	0,003
Prop. AIHs cap10 CID-10	-0,014**	0,006	-0,014**	0,005	-0,014**	0,005	-0,014**	0,006
Prop. AIHs cap11 CID-10	-0,011**	0,005	-0,011*	0,006	-0,011*	0,006	-0,011**	0,005
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,016***	0,006	0,016	0,011	0,016	0,010	0,016***	0,006
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,007***	0,003	0,007***	0,002	0,007***	0,002	0,007***	0,003
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,005**	0,002	0,005	0,003	0,005	0,003	0,005**	0,002
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,0001	0,002	0,0001	0,002	0,0001	0,002	0,0001	0,002
Autocorrel. espacial (λ) ⁽²⁾	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,059**	0,026

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProcedS&W</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado ⁽³⁾	0,309	NA	0,309	NA	0,309	NA	0,318	NA
Teste Wald signif. global	2406***	NA	4592***	NA	3619***	NA	2392***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	6,955***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	5,063**	NA

(1) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. Para simplificar a exposição, são omitidas as estimativas associadas a variáveis que não se revelaram estatisticamente significantes na maioria das equações de regressão consideradas. O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p -valor < 0,01, ** se p -valor < 0,05, * se p -valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário; (2) A significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dada pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística t assintótica (i.e., a estatística z) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald; (3) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke. Fonte: elaborada pelos autores.

TABELA 11 - ESTIMATIVAS DAS REGRESSÕES DO INDICADOR DE DIVERSIDADE *DIVQUANTRELEQUIP*⁽¹⁾

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantRelEquip</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	3,682	8,073	3,682	7,093	3,682	7,523	3,573	8,553
População	0,110***	0,025	0,110***	0,021	0,110***	0,022	0,115***	0,025
Renda	0,257***	0,055	0,257***	0,057	0,257***	0,061	0,242***	0,056
Prop. não brancos	-0,113***	0,031	-0,113***	0,035	-0,113***	0,036	-0,098***	0,034
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,067**	0,033	0,067**	0,033	0,067**	0,033	0,055	0,034
Prop. pop. plano saúde	0,022*	0,012	0,022	0,017	0,022	0,017	0,027**	0,012

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantRelEquip</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. proced. ambulatorial	0,008	0,118	0,008	0,092	0,008	0,069	0,022	0,117
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,009*	0,005	0,009***	0,003	0,009***	0,003	0,007	0,005
Prop. AIHs cap7 CID-10	-0,002	0,006	-0,002	0,003	-0,002	0,003	-0,002	0,006
Prop. AIHs cap10 CID-10	0,006	0,014	0,006	0,011	0,006	0,011	0,004	0,014
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,006	0,011	0,006	0,012	0,006	0,012	0,006	0,011
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,003	0,014	0,003	0,010	0,003	0,009	-0,001	0,014
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,011*	0,006	0,011***	0,004	0,011***	0,004	0,010	0,006
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,011*	0,006	0,011	0,008	0,011	0,008	0,012**	0,006
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,012***	0,004	0,012**	0,006	0,012**	0,006	0,011***	0,004
Divers. serv. priv. saúde (<i>DivQuantRelEquipPriv</i>) ⁽²⁾	0,104***	0,006	0,104***	0,006	0,104***	0,006	0,100***	0,006
Autocorrel. espacial (λ) ⁽³⁾	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,162***	0,025
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado ⁽⁴⁾	0,386	NA	0,386	NA	0,386	NA	0,398	NA
Teste Wald signif. global	3363***	NA	5231***	NA	4167***	NA	3179***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	40,013***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	41,572***	NA

(1) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. Para simplificar a exposição, são omitidas as estimativas associadas a variáveis que não se revelaram estatisticamente significantes na maioria das equações de regressão consideradas. O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p -valor < 0,01, ** se p -valor < 0,05, * se p -valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário; (2) Indicadores de diversidade da oferta privada de serviço de saúde nos municípios estão disponíveis somente para estabelecimentos de saúde, médicos, equipamentos médicos e leitos hospitalares; (3) A significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dada pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística t assintótica (i.e., a estatística z) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald; (4) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke. Fonte: elaborada pelos autores.

O coeficiente estimado para a população, a variável explicativa de interesse, é positivo e estatisticamente significante em todas as equações de regressão. Varia de um mínimo de 0,071 a um máximo de 0,384. Logo, um aumento de 100% do contingente populacional do município estaria associado a um incremento de até 38,4% da diversidade da provisão municipal de serviços públicos de saúde. Este resultado é bastante robusto, uma vez que é derivado da utilização de diferentes indicadores de diversidade e especificações de modelos econométricos, e corrobora uma parte da previsão do modelo teórico de Oates (1988), segundo quem a diversidade de bens públicos locais é diretamente relacionada à população atendida. O resultado também é consistente com os resultados obtidos por Schmandt e Stephen (1960), Frère et al. (2011) e Silva e Sousa (2015), que, entretanto, não analisam um serviço público específico, mas a gama de diferentes serviços prestados por municípios e consórcios de municípios.

Além disso, o resultado pode ser interpretado como evidência de que as secretarias municipais de saúde tendem a considerar a regra de eficiência alocativa de Samuelson na decisão de ampliar o rol de serviços públicos de saúde prestados. Isso porque, mesmo considerando variações do perfil do eleitor mediano municipal, da demanda por serviços de saúde e representatividade do setor privado de saúde, a diversidade da cesta de serviços tende a aumentar em resposta ao crescimento do tamanho da população do município, um indicador do contingente de potenciais beneficiários.

Vale notar que a magnitude do impacto do tamanho populacional sobre a diversidade depende do indicador considerado. A Tabela 12, abaixo, mostra os coeficientes da população estimados para cada indicador nos diferentes modelos econométricos. Observa-se que o efeito da população é maior sobre o indicador de diversidade que atribui peso a cada tipo de procedimento médico conforme seu valor médio ($DivValorProcedSimpson$)⁵⁰.

⁵⁰ O valor médio de cada tipo corresponde ao valor total repassado pelo SUS ao estabelecimento de saúde – como remuneração pela realização do procedimento – dividido pela quantidade de procedimentos desse tipo que foi realizada. Esse tipo de repasse do SUS é denominado "remuneração por serviços produzidos". É importante destacar os valores repassados pelo SUS não refletem os custos efetivamente incorridos pelos estabelecimentos de saúde na realização de procedimentos médicos, que tendem a variar entre estabelecimentos e entre municípios. A tabela do SUS é de aplicação nacional. De acordo com levantamento de La Forgia e Couttolenc (2009), em média, o SUS paga valores bem inferiores ao custo. Entretanto, para alguns procedimentos de alta complexidade, como cirurgia cardíaca e transplantes de órgãos, a remuneração é muito superior ao custo.

TABELA 12 - ESTIMATIVAS DO PARÂMETRO DA VARIÁVEL POPULAÇÃO NAS REGRESSÕES DE DIFERENTES INDICADORES DIVERSIDADE

Indicador	OLS, OLS HC e OLS HAC	SEM
<i>DivQuantValorSimpson</i>	0,384	0,354
<i>DivQuantProcedS&W</i>	0,071	0,072
<i>DivQuantRelEquip</i>	0,110	0,115

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em relação às variáveis de controle que também estão presentes na equação de regressão do nível da demanda por serviços públicos de saúde, discutida no próximo capítulo, destaca-se a renda total do eleitor mediano⁵¹ e a proporção de pessoas não brancas na população. Os coeficientes estimados para a variável renda são sempre positivos. Além disso, são estatisticamente significantes nos modelos dos indicadores *DivQuantRelEquip* e *DivQuantProcedS&W*. Para o primeiro indicador, as estimativas giram em torno de 0,250. Para o segundo, são sempre próximas a 0,130. Esse resultado é interessante porque a renda está acompanhada da proporção da população coberta por planos de saúde e da diversidade da provisão privada de serviços de saúde (no caso do indicador *DivQuantRelEquip*) no lado direito das equações de regressão. Logo, mesmo considerando municípios comparáveis em termos de abrangência do setor privado de saúde, municípios mais afluentes, com cidadãos relativamente mais ricos, tendem a apresentar maior diversidade dos serviços de saúde ofertados pelo setor público. Se tomarmos a renda do eleitor mediano como *proxy* da base tributária municipal, o resultado sugere que uma base mais ampla permite ao município oferecer serviços mais custosos.

No caso da proporção de pessoas não brancas, são estatisticamente significantes e negativos em todas as equações dos três indicadores considerados, variando de -0,144 a -0,131. Isso sugere que o fator racial influencia desfavoravelmente a prestação de serviços públicos de saúde mais diversos pelos municípios brasileiros. Cumpre destacar que as equações de regressão controlam a frequência de internações e óbitos, classificadas por categorias de condições de saúde, de forma que esse resultado não pode ser simplesmente interpretado como a consequência de uma demanda mais especializada por serviços de saúde determinada por eventual correlação entre

⁵¹ É o rendimento nominal mediano mensal de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento somado à parcela das transferências intergovernamentais per capita que são apropriadas pelo eleitor mediano. Essa parcela corresponde à razão entre o rendimento nominal mediano mensal e o médio de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento.

determinados tipos de enfermidades e raças – isto é, pela existência de "doenças étnicas"⁵².

Cumprido destacar também os resultados associados à participação em consórcios intermunicipais de saúde. Afora os modelo de erros espaciais – SEM, os coeficientes estimados são positivos e estatisticamente significantes no caso das regressões dos indicadores *DivQuantProcedS&W* e *DivValorProcedSimpson*. Entretanto, têm magnitudes relativamente reduzidas: 0,017 e 0,067, respectivamente. Esse resultado indica que consórcios de saúde contribuem apenas modestamente para ampliar a diversidade de serviços prestados nos municípios. Combinado aos resultados de Silva e Sousa (2015), pode-se inferir que um consórcio de saúde tende a contribuir para ampliar a diversidade de serviços prestados em sua área de abrangência, mas não necessariamente em cada um dos municípios que o compõe.

Quanto aos instrumentos da diversidade, merecem destaque algumas das variáveis relativas à caracterização do perfil da demanda por serviços de saúde nos municípios brasileiros. Em todas as equações dos três indicadores apresentados, a proporção de internações hospitalares motivadas por neoplasias/tumores (capítulo 2 da CID-10) e por gravidez, parto e puerpério (capítulo 15 da CID-10), bem como a proporção de óbitos causados por doenças do aparelho respiratório (capítulo 10 da CID-10), têm coeficientes positivos e estatisticamente significantes. Portanto, são essas as condições de saúde que estão mais claramente associadas a uma provisão pública de serviços de saúde mais diversa. Se a hipótese de que o perfil da demanda determina o perfil da oferta, pode-se afirmar que são esses os estados de saúde que requerem maior variedade de serviços públicos de saúde para serem prevenidos, tratados ou remediados. Entretanto, os coeficientes dessas variáveis têm magnitudes relativamente reduzidas, variando entre 0,005 e 0,031. Logo, é fraca a conexão entre motivos de internações hospitalares e óbitos e diversidade. Dito de outra forma, a variedade de serviços públicos de saúde prestados pelos municípios brasileiros não parece ser muito afetada pelo perfil da demanda da população por esses serviços.

Essa interpretação é reforçada pela constatação de que a proporção de internações ou óbitos causados por outros problemas de saúde têm ainda menos ligação com a diversidade dos serviços públicos de saúde, pois têm coeficientes que não se revelaram estatisticamente significantes na maioria das equações ou, apesar de

⁵² O caso mais famoso é a correlação entre hipertensão arterial e pessoas da raça negra. Uma discussão sobre a relação entre raça, genética e disparidades em saúde pode ser encontrada em Fine et al. (2005).

significantes, apresentaram sinais contraditórios. Neste último caso, enquadram-se: proporções de internações hospitalares para o tratamento de doenças do olho e anexos (capítulo 7 da CID-10), doenças do aparelho respiratório (capítulo 10 da CID-10), doenças do aparelho digestivo (capítulo 11 da CID-10), doenças do aparelho geniturinário (capítulo 14 da CID-10) e óbitos causados por sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte (capítulo 18 da CID-10).

As elasticidades da diversidade dos serviços públicos de saúde à proporção da população coberta por plano médico de saúde e à diversidade dos serviços privados de saúde têm sinais positivos e, em geral, estatisticamente significantes. Nas equações de regressão do indicador *DivValorProcedSimpson*, os valores dos coeficientes estimados para a proporção da população coberta por plano de saúde são 0,129 e 0,130. Nas regressões do indicador *DivQuantRelEquip*, o coeficiente estimado da variável diversidade privada (*DivQuantRelEquipPriv*) assume valores iguais a 0,100 e 0,104. Portanto, em média, municípios com maior a cobertura de planos de saúde e com serviços privados mais diversos tendem a apresentar maior a diversidade dos serviços públicos de saúde. Isso indica haver certa complementaridade entre a as ofertas pública e privada de saúde nos municípios brasileiros. Em parte, isso pode ser explicado pelo fato de que muitos estabelecimentos de saúde – e, conseqüentemente, médicos, equipamentos e leitos – privados atendem também a pacientes do SUS. Com efeito, em 2010, 12% dos procedimentos ambulatoriais e 53% das internações hospitalares do SUS foram realizadas em instituições privadas conveniadas. Ademais, a complementaridade pode advir da competição entre sistemas: se a população têm consciência da gama de serviços prestados nos setores público e privado, pode pressionar os tomadores de decisão de um – por meio de processo eleitoral ou de mercado – a prestarem serviços que são ofertados no outro.

Em relação ao ajuste dos diferentes modelos econométricos aos dados, o que se nota é que não há grandes diferenças entre os métodos de estimação e utilizados. Em média, são muito semelhantes tanto o R^2 ajustado (pseudo- R^2 de Nagelkerke no caso do modelo SEM) quanto a estatística do teste de Wald de significância conjunta dos parâmetros estimados, que é estatisticamente significativa em todas as equações de regressão.

Como era de se esperar, a diferença no grau de ajuste deriva principalmente do indicador de diversidade utilizado como variável dependente, conforme exposto na

Tabela 13, abaixo. Porém, não é grande a discrepância entre os indicadores. Tendo em vista também os resultados apresentados na Tabela 10, pode-se afirmar que *DivValorProcedSimpson* é o indicador mais consistente com a primeira metade do "efeito zoo". Além de ser o indicador mais sensível ao tamanho da população, é o indicador cuja variação, de maneira geral, é mais bem explicada pela especificação derivada do modelo de determinação da despesa pública local.

TABELA 13 - ESTATÍSTICA DO TESTE DE WALD DE SIGNIFICÂNCIA CONJUNTA DOS PARÂMETROS ESTIMADOS NAS REGRESSÕES DOS DIFERENTES INDICADORES DIVERSIDADE

Indicador	OLS	OLS HC	OLS HAC	SEM
<i>DivQuantValorSimpson</i>	8.884	14.300	11.153	8.671
<i>DivQuantProcedS&W</i>	4.875	13.083	14.010	4.878
<i>DivQuantRelEquip</i>	7.983	7.097	4.837	7.663

Fonte: Elaborada pelos autores.

Por fim, cabe notar que as estimativas do modelo SEM fornecem evidência de que de fato há interações espaciais que influenciam a diversidade da provisão pública de serviços de saúde dos municípios brasileiros⁵³, o que também é explicitamente considerado pelo modelo OLS HAC. O coeficiente estimado de autocorrelação espacial dos erros λ é sempre estatisticamente significativo e positivo: 0,059 para a regressão do indicador *DivQuantProcedS&W*, 0,162 para *DivQuantRelEquip* e 0,297 para *DivValorProcedSimpson*. A autocorrelação espacial dos erros pode significar que municípios vizinhos são afetados por choques exógenos (não observados) comuns, como variações no custo de provisão de serviços causadas por mudanças das condições macroeconômicas ou alterações de políticas públicas do governo federal e dos estados [Revelli (2005)]. Pode ser consequência, ainda, da omissão de uma variável que é ela mesma espacialmente correlacionada [Frère et al. (2011)], como a qualidade da gestão da saúde pública e a existência e qualidade de infraestruturas de transporte que facilitam o deslocamento de pessoas para municípios vizinhos em busca de atendimento médico não disponível nos municípios em que residem.

⁵³ A hipótese de ausência de correlação espacial dos erros foi rejeitada pelos testes de Wald, da razão de verossimilhança (*likelihood ratio* – LR) e do multiplicador de Lagrange (*Lagrange multiplier* – LM) [Ywata e Albuquerque (2011)]. Este último teste também indicou que o modelo de erros espaciais é a especificação mais adequada para modelar a dependência espacial da diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde quando comparado ao modelo de defasagem espacial, também conhecido como *Spatial Autoregressive Model* – SAR.

E. Conclusões

Utilizando dados de uma amostra de municípios relativos ao ano de 2010, este estudo realiza uma análise da diversidade dos serviços públicos de saúde. O objetivo testar a primeira metade do argumento de Oates (1988): municípios mais populosos tendem a ofertar uma cesta de serviços mais diversa, composta por elementos mais custosos, cuja oferta não seria justificada no caso de prefeituras de menor porte. Isso porque, quanto mais populoso o município, maior a probabilidade de satisfazer a condição de eficiência alocativa de Samuelson (1954), que exige que a soma dos benefícios marginais de todos os beneficiários (benefício marginal social) do novo serviço seja pelo menos igual ao seu custo marginal social.

A diversidade é mensurada por sete indicadores distintos concebidos de forma a expressar dimensões relevantes da provisão de serviços de saúde, como tipos de procedimentos médicos, estabelecimentos, equipamentos, leitos e especialidades dos profissionais médicos.

A principal limitação do estudo é a ausência de um modelo teórico que fundamente a escolha de variáveis explicativas da diversidade. Além do tamanho da população, são consideradas variáveis que caracterizam do eleitor mediano, o perfil da demanda por saúde (incidência de condições de saúde e enfermidades que motivam internações hospitalares e causam óbitos) e a oferta privada por serviços de saúde.

O estudo corrobora Oates (1988) e a hipótese de decisões tomadas tendo em vista a eficiência alocativa. São encontradas evidências robustas de uma associação positiva entre tamanho da população e diversidade dos serviços públicos de saúde disponíveis nos municípios brasileiros.

Dentre as variáveis que contribuem para ampliar a gama de serviços públicos de saúde, estão os indicadores relativos à provisão privada de serviços de saúde. Em média, quanto maior a proporção da população coberta por planos de saúde e mais diversificados os serviços prestados na rede privada, maior a diversidade dos serviços públicos de saúde. Isso indica haver certa complementaridade entre a oferta pública e privada de saúde nos municípios brasileiros, o que pode ser explicado, em parte, pelo fato de secretarias municipais de saúde contratarem regularmente estabelecimentos privados de saúde para atenderem a pacientes do SUS.

A renda do eleitor mediano, que inclui transferências intergovernamentais, também favorece a diversificação, sugerindo que fontes mais robustas de financiamento

(base tributária municipal e receitas de outras esferas de governo) permitem ao município oferecer serviços mais custosos. Consórcios têm impacto positivo de magnitude muito modesta. Combinado aos resultados de Silva e Sousa (2015), temos uma indicação de que consórcios ampliam significativamente a gama de serviços em sua área de abrangência, mas não em cada um dos municípios que os compõem.

No sentido contrário, está a proporção de pessoas não brancas, o que indica que o fator racial influencia a diversidade dos serviços públicos de saúde. Cumpre destacar que as equações de regressão controlam a indicadores de renda, grau de pobreza e desigualdade de renda do município. Controlam também a frequência de internações e óbitos, classificadas por categorias de condições de saúde, de forma que esse resultado não pode ser simplesmente interpretado como a consequência de uma demanda mais especializada por serviços de saúde determinada pela prevalência de "doenças étnicas".

Além disso, as estimativas indicam que é fraca a conexão entre diversidade e o perfil da demanda por serviços públicos de saúde, mensurada pela representatividade das diferentes causas de internações hospitalares e óbitos. Nenhuma variável apresentou coeficiente estatisticamente significativo e negativo, e somente três revelaram aumentar significativamente a quantidade de serviços prestados: a proporção de internações hospitalares motivadas por neoplasias/tumores, por gravidez/parto/puerpério e a proporção de óbitos causados por doenças do aparelho respiratório.

Por fim, as estimativas fornecem evidência de interações espaciais influenciam a diversidade. Os coeficientes estimados de autocorrelação espacial dos erros são sempre estatisticamente significativos e positivos. Isso pode significar que municípios vizinhos são afetados na mesma direção por choques exógenos comuns, como alterações de diretrizes regionais de políticas públicas de saúde de Estados e do Governo Federal ou de custos de insumos médicos.

F. Referências bibliográficas

Alesina, A., Baqir, R., & Easterly, W. (1999). "Public goods and ethnic divisions". *The Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1243-1284.

Anselin, L. (1988). "Spatial econometrics: methods and models". Dordrecht: Kluwer Academic.

Anselin, L. (2001). "Spatial Econometrics". In: "A Companion to Theoretical Econometrics", B. H. Baltagi (Ed.), 310–330, Oxford, Blackwell.

Baumgärtner, Stefan (2006). "Measuring the Diversity of What? And for What Purpose? A Conceptual Comparison of Ecological and Economic Biodiversity Indices". Mimeo. Disponível em <http://ssrn.com/abstract=894782>.

Bates, L.J., & Santerre, R.E. (2013). "Does regionalization of local public health services influence public spending levels and allocative efficiency?". *Regional Science and Urban Economics* 43 (2013) 209–219.

Bergstrom, T. C., Goodman, R. P. (1973). "Private demands for public goods". *The American Economic Review*, Nashville, v. 63, n. 3, p. 280-296.

Borcherding, T. E.; Deacon, R. T. (1972). "The Demand for the Services of Non-Federal Governments". *The American Economic Review*, 62(5): 891-901.

Brueckner, J. K. (1982). "A test for allocative efficiency in the local public sector". *Journal of public Economics*, 19(3), 311-331.

Cameron, A. C., Trivedi, P. K. (2005). "Microeconometrics: Methods and Applications," Cambridge University Press, New York.

Capucho, H. C. (2012). "Incorporação de Tecnologias em Saúde no Brasil: novo modelo para o Sistema de Saúde de Saúde". *Boletim do Instituto de Saúde*, 3(3).

Conley, T. G. (1999). "GMM estimation with cross sectional dependence". *Journal of Econometrics*, 92:1–45.

Cremieux, P. Y., & Ouellette, P. (2001). "Omitted variable bias and hospital costs". *Journal of Health Economics*, 20(2), 271-282.

Cutler, D. M., Elmendorf, D. W., & Zeckhauser, R. J. (1993). "Demographic characteristics and the public bundle". National Bureau of Economic Research.

do Nascimento, L. N. (2008). "Um método para a avaliação de custos dos equipamentos médico-hospitalares nos procedimentos de assistência a saúde". Dissertação de Mestrado. Faculdade de Engenharia Elétrica e de Computação. Universidade Estadual de Campinas

Fine, M. J., Said A. I., Stephen B. T. "The Role of Race and Genetics in Health Disparities Research." *American Journal of Public Health* 95.12 (2005): 2125–2128. PMC.

Frère Q, Hammadou H, Paty S. (2011). "Range of local public services and population size: Is there a "zoo effect" in French jurisdictions?". *Louvain Economic Review* 77: 87-104.

Gragnotati, M., Lindelow, M., Couttolenc, B. (2013). "20 anos de construção do sistema de saúde no Brasil: uma análise do sistema unico de saúde". World Bank Publications.

Henningsen, A., Hamann, J.D. (2007). "systemfitt: A Package for Estimating Systems of Simultaneous Equations in R". *Journal of Statistical Software*, 23(4), 1. Disponível em <http://www.jstatsoft.org/v23/i04/>.

Herfindahl, O. C. (1950). "Concentration in the steel industry". Tese de Doutorado, Columbia University, New York, 1950.

Hindriks, J., & Myles, G. D. (2006). "Intermediate public economics". Cambridge: MIT Press.

Hirschman, A. O. (1945). "National power and the structure of foreign trade". Berkley: University of California, Vol. 105.

_____ (1964). "The Paternity of an Index". *The American Economic Review*, Pittsburgh, v. 54, n. 5, p. 761-762.

Hollingsworth, B., & Peacock, S. J. (2008). "Efficiency Measurement in Health and Health Care". Routledge.

Jacobs, R., Smith, P. C., & Street, A. (2006). "Measuring efficiency in health care: analytic techniques and health policy". Cambridge University Press.

La Forgia, G. M., & B. F. (2009). "Desempenho hospitalar no Brasil". São Paulo: Singular.

Landim, A. B., Gomes, R. D. P., Pimentel, V. P., Pieroni, J. P., & Reis, C. (2013). "Equipamentos e tecnologias para saúde: oportunidades para uma inserção competitiva da indústria brasileira". *BNDES Setorial*, n. 37, mar. 2013, p. 173-226.

Lesage, J., Pace, R. K. (2009). "Introduction to spatial econometrics". Boca Raton: CRC Press.

MacArthur, J. B., Stranahan, H. A. (1998). "Cost driver analysis in hospitals: A simultaneous equations approach". *Journal of Management Accounting Research*; 10, ProQuest Research Library pg. 279.

MacKinnon J.G., White, H. (1985). "Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties." *Journal of Econometrics*, 29, 305–325.

Mattos, E. (2008). "Testando a eficiência alocativa dos municípios paulistas". *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 38(2), 397-417.

McAndrew, William (2015). "How 'Public' are Local Public Goods? Empirical Evidence Using Data from the Forensic Science Industry". Mimeo. Disponível em <https://dl.dropboxusercontent.com/u/12376689/Job%20Market%20Paper.pdf>. Último acesso em 04/05/2016.

- Magurran, A. E. (2004). "Measuring biological diversity". Oxford: Blackwell Publishing.
- Mendes, C. C., Sousa, M. C. S. (2006). "Demand for locally provided services within the median voter's framework: the case of Brazilian municipalities". *Applied Economics*, v. 38, n. 3, p. 239-251.
- Newey, W. K., West, K. D. (1987). "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". *Econometrica*, Oxford, v.55, p.703-708.
- Odum, H., Cantlon, J., Kornicker, L. (1960). "An Organisational Hierarchy Postulate for the Interpretation of Species-individual Distributions, Species Entropy, Ecosystems Evolution and the Meaning of a Species-Variety Index". *Ecology*, 41(2), 395-9.
- Ottaviano, G. I. P., Pinelli, D., Maignan, C. J., Rullani, F. (2003). "Bio-Ecological Diversity vs. Socio-Economic Diversity: A Comparison of Existing Measures. FEEM Working Paper No. 13. Disponível em <http://ssrn.com/abstract=389043>.
- Ozcan, Y. A. (2014). "Health care benchmarking and performance evaluation. An assessment using data envelopment analysis (DEA)". *International Series in Operations Research & Management Scienc.* Volume 210. Springer.
- Patil, G. P., Taillie, C. (1982). "Diversity as a Concept and its Measurement". *Journal of the American Statistical Association*, Volume 77, issue 379, pp. 548-561.
- Revelli, F. (2005), "On spatial public finance empirics", *International Tax and Public Finance*, Vol.12, N°4, pp.475-492.
- Samuelson, Paul A. (1954). "The Pure Theory of Public Expenditure". *Review of Economics and Statistics*, 36 (4): 387–389.
- Shannon, C. E., Weaver, W. (1949),. "The Mathematical Theory of Communication, Urbana, IL: University of Illinois Press.
- Simpson, E. H. (1949). "Measurement of diversity", *Nature*, 163, 688.
- Stirling, A. (2007). "A general framework for analysing diversity in science, technology and society". *Journal of the Royal Society Interface* 4, 707–719.
- Tsipouri, L. & Damvakeraki, T. (2011). "Diversity and Economics". In: Knotter, S., De Lobel, R., Tsipouri, L., & Stenius, V. (eds.). "Diversity Research and Policy: A Multidisciplinary Exploration". Amsterdam University Press.
- Van den Bergh, J. C. (2008). "Optimal diversity: increasing returns versus recombinant innovation". *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68(3), 565-580.
- White, H. (1982). "Instrumental Variables Regression with Independent Observations". *Econometrica* 50, 483–499.

Wooldridge, J., (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". MIT Press, Cambridge, MA.

Ywata, A. X. C., Da Mata, D., Chomitz, K. (2005). "Estimation of multiequation crosssection models in the presence of spatial autocorrelation". Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.111).

Ywata, A. X. C., Albuquerque, P. H. M. (2011). "Métodos e Modelos em Econometria Espacial. Uma Revisão". Revista Brasileira de Biometria, v. 29, p. 273-306.

Anexo estatístico A - Matriz de correlação dos indicadores de diversidade dos serviços públicos de saúde⁵⁴

	<i>DivQuantProced</i>	<i>DivQuantEstab</i>	<i>DivQuantMed</i>	<i>DivQuantRelEquip</i>	<i>DivQuantProcedS&W</i>	<i>DivQuantValorSimpson</i>	<i>DivQuantLeitoP&T</i>
<i>DivQuantProced</i>	1,000	0,855	0,895	0,736	0,743	0,820	0,683
<i>DivQuantEstab</i>		1,000	0,824	0,718	0,664	0,769	0,679
<i>DivQuantMed</i>			1,000	0,663	0,622	0,673	0,697
<i>DivQuantRelEquip</i>				1,000	0,644	0,745	0,525
<i>DivQuantProcedS&W</i>					1,000	0,694	0,472
<i>DivValorProcedSimpson</i>						1,000	0,502
<i>DivQuantLeitoP&T</i>							1,000

Fonte: Elaborada pelos autores.

⁵⁴ Da amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros relativos ao ano de 2010.

Anexo estatístico B - Tabelas completas das estimativas das equações de regressão da diversidade dos serviços públicos de saúde⁵⁵

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantRelEquip</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	3,682	8,073	3,682	7,093	3,682	7,523	3,573	8,553	3,761	8,073	4,286	8,071
População	0,110***	0,025	0,110***	0,021	0,110***	0,022	0,115***	0,025	0,109***	0,025	0,101***	0,025
Esforço tributário	-0,011	0,019	-0,011	0,021	-0,011	0,021	-0,014	0,020	-0,011	0,019	-0,011	0,019
Renda	0,257***	0,055	0,257***	0,057	0,257***	0,061	0,242***	0,056	0,255***	0,055	0,241***	0,055
Densidade demográfica	0,015	0,011	0,015	0,012	0,015	0,012	0,008	0,012	0,015	0,011	0,014	0,011
Prop. residentes estáveis	-0,297	0,181	-0,297	0,181	-0,297	0,181	-0,342*	0,185	-0,300*	0,181	-0,318*	0,181
Tx. média anual var. pop.	-0,040	0,071	-0,040	0,086	-0,040	0,089	-0,039	0,072	-0,040	0,071	-0,040	0,071
Grau de urbanização	0,063*	0,034	0,063	0,042	0,063	0,043	0,059*	0,035	0,063*	0,034	0,062*	0,034
Prop. Jovens	0,175	0,135	0,175	0,143	0,175	0,149	0,137	0,139	0,176	0,135	0,179	0,135
Prop. Idosos	0,121*	0,063	0,121*	0,062	0,121*	0,063	0,110*	0,065	0,121*	0,063	0,122*	0,063
Prop. não-brancos	-0,113***	0,031	-0,113***	0,035	-0,113***	0,036	-0,098***	0,034	-0,113***	0,031	-0,114***	0,031
Taxa de ocupação	-0,407	0,314	-0,407	0,342	-0,407	0,346	-0,366	0,318	-0,410	0,314	-0,432	0,314
Grau de pobreza	0,017	0,041	0,017	0,043	0,017	0,045	0,008	0,043	0,017	0,041	0,016	0,041

⁵⁵ (i) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. (ii) São 7 tabelas no total. 1 tabela para cada um dos 7 indicadores de diversidade considerados como variável dependente, nesta ordem: *DivQuantRelEquip*, *DivQuantProcedS&W*, *DivValorProcedSimpson*, *DivQuantProced*, *DivQuantEstab*, *DivQuantMed* e *DivQuantLeitoP&T*. As tabelas apresentam as estimativas das equações de regressão da diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde de modelos econométricos em que a determinação da diversidade é autônoma (OLS, OLS HC, OLS HAC e SEM) e de modelos em que compõe um sistema com as equações de determinação do nível da demanda por serviços públicos de saúde (SUR, 3SLS, 2SLS, 2SLS HC e GMM HAC), discutida no próximo capítulo. (iii) Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. (iv) O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p-valor < 0,01, ** se p-valor < 0,05, * se p-valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário. (v) A significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dado pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística *t* assintótica (i.e., a estatística *z*) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald. (vi) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke ao invés do R² ajustado.

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantRelEquip</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Desigualdade de renda	-0,194**	0,083	-0,194**	0,085	-0,194**	0,091	-0,157*	0,085	-0,192**	0,083	-0,178**	0,083
Esperança de vida	-0,246	1,692	-0,246	1,479	-0,246	1,566	-0,182	1,796	-0,246	1,692	-0,248	1,692
Mortalidade infantil	-0,202	0,205	-0,202	0,166	-0,202	0,175	-0,184	0,219	-0,202	0,205	-0,201	0,205
<i>Dummy</i> consórcio saúde	-0,022	0,023	-0,022	0,023	-0,022	0,023	-0,018	0,024	-0,023	0,023	-0,023	0,023
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,010	0,032	0,010	0,035	0,010	0,033	0,010	0,032	0,010	0,032	0,009	0,032
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,033	0,030	0,033	0,032	0,033	0,031	0,036	0,030	0,033	0,030	0,033	0,030
<i>Dummy</i> capital estadual	-0,279*	0,152	-0,279***	0,059	-0,279***	0,056	-0,279*	0,150	-0,280*	0,152	-0,291*	0,152
<i>Dummy</i> região Norte	0,169***	0,054	0,169***	0,049	0,169***	0,052	0,164***	0,060	0,169***	0,054	0,165***	0,054
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,169***	0,060	-0,169***	0,057	-0,169***	0,060	-0,160**	0,065	-0,168***	0,060	-0,167***	0,060
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,043	0,048	-0,043	0,046	-0,043	0,048	-0,031	0,053	-0,043	0,048	-0,036	0,048
<i>Dummy</i> região Sul	-0,304***	0,060	-0,304***	0,066	-0,304***	0,071	-0,281***	0,066	-0,304***	0,060	-0,299***	0,060
Prop. pop. plano saúde	0,022*	0,012	0,022	0,017	0,022	0,017	0,027**	0,012	0,022*	0,012	0,022*	0,012
Prop. proced. ambulatorial	0,008	0,118	0,008	0,092	0,008	0,069	0,022	0,117	0,008	0,118	0,009	0,118
Prop. AIHs cap1 CID-10	0,002	0,013	0,002	0,009	0,002	0,009	0,004	0,013	0,002	0,013	0,000	0,013
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,009*	0,005	0,009***	0,003	0,009***	0,003	0,007	0,005	0,009*	0,005	0,008	0,005
Prop. AIHs cap3 CID-10	0,001	0,005	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,005	0,001	0,005	0,001	0,005
Prop. AIHs cap4 CID-10	-0,010	0,009	-0,010*	0,005	-0,010**	0,005	-0,011	0,009	-0,011	0,009	-0,013	0,009
Prop. AIHs cap5 CID-10	0,000	0,004	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,004	0,001	0,004	0,001	0,004
Prop. AIHs cap6 CID-10	0,000	0,005	0,000	0,003	0,000	0,003	0,000	0,005	0,000	0,005	-0,001	0,005
Prop. AIHs cap7 CID-10	-0,002	0,006	-0,002	0,003	-0,002	0,003	-0,002	0,006	-0,002	0,006	0,000	0,006
Prop. AIHs cap8 CID-10	0,004	0,005	0,004	0,002	0,004	0,002	0,004	0,005	0,004	0,005	0,004	0,005
Prop. AIHs cap9 CID-10	0,021	0,016	0,021	0,016	0,021	0,014	0,029*	0,016	0,020	0,016	0,016	0,016
Prop. AIHs cap10 CID-10	0,006	0,014	0,006	0,011	0,006	0,011	0,004	0,014	0,007	0,014	0,012	0,014
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,006	0,011	0,006	0,012	0,006	0,012	0,006	0,011	0,006	0,011	0,007	0,011
Prop. AIHs cap12 CID-10	-0,002	0,005	-0,002	0,003	-0,002	0,003	-0,002	0,005	-0,001	0,005	-0,001	0,005
Prop. AIHs cap13 CID-10	-0,001	0,004	-0,001	0,003	-0,001	0,003	0,000	0,004	-0,001	0,004	-0,001	0,004

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantRelEquip</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,003	0,014	0,003	0,010	0,003	0,009	-0,001	0,014	0,003	0,014	0,005	0,014
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,011*	0,006	0,011***	0,004	0,011***	0,004	0,010	0,006	0,011*	0,006	0,013**	0,006
Prop. AIHs cap16 CID-10	-0,001	0,005	-0,001	0,003	-0,001	0,003	-0,002	0,005	-0,001	0,005	-0,002	0,005
Prop. AIHs cap17 CID-10	-0,001	0,005	-0,001	0,003	-0,001	0,003	0,000	0,005	-0,001	0,005	0,000	0,005
Prop. AIHs cap18 CID-10	-0,003	0,004	-0,003	0,002	-0,003	0,002	-0,003	0,004	-0,003	0,004	-0,002	0,004
Prop. AIHs cap19 CID-10	0,000	0,005	0,000	0,003	0,000	0,003	0,001	0,005	0,000	0,005	-0,001	0,005
Prop. AIHs cap20 CID-10	-0,002	0,007	-0,002	0,003	-0,002	0,003	-0,002	0,007	-0,002	0,007	-0,001	0,007
Prop. AIHs cap21 CID-10	-0,002	0,004	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,004	-0,002	0,004	0,000	0,004
Prop. óbitos cap1 CID-10	-0,003	0,005	-0,003	0,005	-0,003	0,006	-0,003	0,005	-0,003	0,005	-0,003	0,005
Prop. óbitos cap2 CID-10	0,008	0,006	0,008	0,009	0,008	0,008	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006
Prop. óbitos cap3 CID-10	0,006	0,005	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006	0,005	0,006	0,005	0,006	0,005
Prop. óbitos cap4 CID-10	0,005	0,005	0,005	0,006	0,005	0,007	0,005	0,005	0,005	0,005	0,005	0,005
Prop. óbitos cap5 CID-10	0,014***	0,004	0,014***	0,003	0,014***	0,003	0,012***	0,004	0,014***	0,004	0,013***	0,004
Prop. óbitos cap6 CID-10	0,002	0,004	0,002	0,004	0,002	0,004	0,002	0,004	0,002	0,004	0,001	0,004
Prop. óbitos cap7 CID-10	0,001	0,016	0,001	0,006	0,001	0,006	-0,002	0,016	0,001	0,016	0,003	0,016
Prop. óbitos cap8 CID-10	-0,002	0,017	-0,002	0,006	-0,002	0,006	-0,001	0,016	-0,002	0,017	0,003	0,017
Prop. óbitos cap9 CID-10	-0,007	0,009	-0,007	0,013	-0,007	0,014	-0,008	0,009	-0,007	0,009	-0,007	0,009
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,011*	0,006	0,011	0,008	0,011	0,008	0,012**	0,006	0,011*	0,006	0,010*	0,006
Prop. óbitos cap11 CID-10	0,003	0,005	0,003	0,006	0,003	0,006	0,003	0,005	0,003	0,005	0,003	0,005
Prop. óbitos cap12 CID-10	0,008	0,006	0,008**	0,004	0,008**	0,004	0,008	0,006	0,008	0,006	0,009	0,006
Prop. óbitos cap13 CID-10	0,003	0,006	0,003	0,005	0,003	0,005	0,003	0,006	0,004	0,006	0,005	0,006
Prop. óbitos cap14 CID-10	0,003	0,005	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,005	0,003	0,005	0,003	0,005
Prop. óbitos cap15 CID-10	0,001	0,007	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,007	0,002	0,007	0,003	0,007
Prop. óbitos cap16 CID-10	-0,001	0,005	-0,001	0,004	-0,001	0,004	0,000	0,005	-0,001	0,005	-0,001	0,005
Prop. óbitos cap17 CID-10	0,007	0,005	0,007**	0,003	0,007**	0,003	0,008	0,005	0,007	0,005	0,007	0,005
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,012***	0,004	0,012**	0,006	0,012**	0,006	0,011***	0,004	0,012***	0,004	0,011**	0,004

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantRelEquip</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. óbitos cap20 CID-10	0,010*	0,006	0,010	0,009	0,010	0,009	0,010*	0,006	0,010*	0,006	0,010*	0,006
Divers. serv. priv. saúde (<i>DivQuantRelEquipPriv</i>)	0,104***	0,006	0,104***	0,006	0,104***	0,006	0,100***	0,006	0,104***	0,006	0,104***	0,006
Autocorrel. espacial (λ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,162***	0,025	NA	NA	NA	NA
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,386	NA	0,386	NA	0,386	NA	0,398	NA	0,386	NA	0,386	NA
Teste Wald signif. global	3363***	NA	5231***	NA	4167***	NA	3179***	NA	3365***	NA	3365***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	40,013***	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	41,572***	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProcedS&W</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	3,915	3,328	3,915	4,980	3,915	4,903	3,587	3,389	3,949	3,328	4,341	3,325
População	0,071***	0,010	0,071***	0,011	0,071***	0,011	0,072***	0,010	0,070***	0,010	0,064***	0,010
Esforço tributário	0,001	0,008	0,001	0,009	0,001	0,008	0,002	0,008	0,001	0,008	0,002	0,008
Renda	0,128***	0,023	0,128***	0,025	0,128***	0,026	0,131***	0,023	0,127***	0,023	0,115***	0,022
Densidade demográfica	0,016***	0,005	0,016***	0,005	0,016***	0,005	0,016***	0,005	0,016***	0,005	0,016***	0,005
Prop. residentes estáveis	0,020	0,075	0,020	0,080	0,020	0,078	0,012	0,075	0,019	0,075	0,005	0,075
Tx. média anual var. pop.	0,013	0,029	0,013	0,033	0,013	0,033	0,011	0,029	0,013	0,029	0,012	0,029
Grau de urbanização	0,058***	0,014	0,058***	0,017	0,058***	0,017	0,058***	0,014	0,057***	0,014	0,057***	0,014
Prop. Jovens	0,126**	0,056	0,126**	0,056	0,126**	0,056	0,128**	0,056	0,126**	0,056	0,127**	0,056
Prop. Idosos	0,043*	0,026	0,043*	0,026	0,043	0,027	0,045*	0,026	0,043*	0,026	0,044*	0,026
Prop. não-brancos	-0,029**	0,013	-0,029**	0,015	-0,029*	0,016	-0,030**	0,013	-0,029**	0,013	-0,030**	0,013
Taxa de ocupação	0,134	0,129	0,134	0,135	0,134	0,136	0,140	0,130	0,132	0,129	0,112	0,129
Grau de pobreza	0,057***	0,017	0,057***	0,018	0,057***	0,018	0,057***	0,017	0,057***	0,017	0,055***	0,017
Desigualdade de renda	-0,117***	0,034	-0,117***	0,035	-0,117***	0,035	-0,120***	0,034	-0,116***	0,034	-0,105***	0,034
Esperança de vida	-1,172*	0,698	-1,172	0,996	-1,172	0,978	-1,108	0,711	-1,172*	0,698	-1,164*	0,697
Mortalidade infantil	-0,158*	0,084	-0,158	0,120	-0,158	0,119	-0,150*	0,086	-0,158*	0,084	-0,157*	0,084
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,017*	0,009	0,017**	0,008	0,017*	0,009	0,016	0,010	0,017*	0,009	0,016*	0,009
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,013	0,013	0,013	0,018	0,013	0,018	0,013	0,013	0,013	0,013	0,013	0,013
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,005	0,012	0,005	0,017	0,005	0,017	0,006	0,012	0,005	0,012	0,005	0,012
<i>Dummy</i> capital estadual	0,035	0,063	0,035	0,030	0,035	0,028	0,029	0,062	0,035	0,063	0,023	0,062
<i>Dummy</i> região Norte	0,008	0,022	0,008	0,025	0,008	0,025	0,009	0,023	0,008	0,022	0,006	0,022
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,022	0,025	-0,022	0,029	-0,022	0,029	-0,021	0,025	-0,022	0,025	-0,022	0,025
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,050**	0,020	0,050**	0,022	0,050**	0,022	0,050**	0,020	0,050**	0,020	0,055***	0,020
<i>Dummy</i> região Sul	-0,041*	0,025	-0,041**	0,021	-0,041*	0,022	-0,041	0,026	-0,041*	0,025	-0,038	0,025
Prop. pop. plano saúde	0,014***	0,005	0,014**	0,006	0,014**	0,006	0,014***	0,005	0,014***	0,005	0,013***	0,005
Prop. proced. ambulatorial	0,094*	0,049	0,094***	0,036	0,094***	0,027	0,090*	0,048	0,094*	0,049	0,090*	0,048

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProcedS&W</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. AIHs cap1 CID-10	0,007	0,005	0,007	0,005	0,007	0,005	0,007	0,005	0,007	0,005	0,005	0,005
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,005**	0,002	0,005***	0,002	0,005***	0,002	0,005**	0,002	0,005**	0,002	0,004*	0,002
Prop. AIHs cap3 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,001	0,002
Prop. AIHs cap4 CID-10	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,002	0,004	0,003	0,004	0,001	0,003
Prop. AIHs cap5 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,001
Prop. AIHs cap6 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,001	0,000	0,002	0,000	0,002	-0,001	0,002
Prop. AIHs cap7 CID-10	0,005**	0,003	0,005***	0,001	0,005***	0,002	0,005**	0,003	0,005**	0,003	0,007***	0,003
Prop. AIHs cap8 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002
Prop. AIHs cap9 CID-10	0,010	0,006	0,010*	0,006	0,010*	0,006	0,011*	0,006	0,010	0,006	0,006	0,006
Prop. AIHs cap10 CID-10	-0,014**	0,006	-0,014**	0,005	-0,014**	0,005	-0,014**	0,006	-0,013**	0,006	-0,007	0,006
Prop. AIHs cap11 CID-10	-0,011**	0,005	-0,011*	0,006	-0,011*	0,006	-0,011**	0,005	-0,011**	0,005	-0,010**	0,005
Prop. AIHs cap12 CID-10	0,004*	0,002	0,004**	0,002	0,004**	0,002	0,004*	0,002	0,004*	0,002	0,004**	0,002
Prop. AIHs cap13 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,016***	0,006	0,016	0,011	0,016	0,010	0,016***	0,006	0,016***	0,006	0,016***	0,006
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,007***	0,003	0,007***	0,002	0,007***	0,002	0,007***	0,003	0,007***	0,003	0,008***	0,002
Prop. AIHs cap16 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,000	0,002
Prop. AIHs cap17 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
Prop. AIHs cap18 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,002	0,000	0,002	0,001	0,002
Prop. AIHs cap19 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,000	0,002
Prop. AIHs cap20 CID-10	-0,001	0,003	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,003	-0,001	0,003	0,000	0,003
Prop. AIHs cap21 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,003*	0,002
Prop. óbitos cap1 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002
Prop. óbitos cap2 CID-10	-0,001	0,002	-0,001	0,003	-0,001	0,003	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002
Prop. óbitos cap3 CID-10	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,001	0,002
Prop. óbitos cap4 CID-10	-0,001	0,002	-0,001	0,003	-0,001	0,003	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002
Prop. óbitos cap5 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	-0,001	0,002

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProcedS&W</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. óbitos cap6 CID-10	0,004**	0,002	0,004**	0,002	0,004**	0,002	0,004**	0,002	0,004**	0,002	0,003*	0,002
Prop. óbitos cap7 CID-10	0,006	0,007	0,006	0,004	0,006	0,004	0,006	0,007	0,006	0,007	0,007	0,007
Prop. óbitos cap8 CID-10	0,005	0,007	0,005	0,003	0,005	0,003	0,005	0,007	0,005	0,007	0,009	0,007
Prop. óbitos cap9 CID-10	0,001	0,004	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,004	0,001	0,004	0,001	0,004
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,005**	0,002	0,005	0,003	0,005	0,003	0,005**	0,002	0,005**	0,002	0,004	0,002
Prop. óbitos cap11 CID-10	-0,005**	0,002	-0,005	0,003	-0,005	0,003	-0,004**	0,002	-0,005**	0,002	-0,004**	0,002
Prop. óbitos cap12 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002
Prop. óbitos cap13 CID-10	-0,001	0,002	-0,001	0,003	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002	0,000	0,002
Prop. óbitos cap14 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,000	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Prop. óbitos cap15 CID-10	-0,004	0,003	-0,004	0,003	-0,004	0,003	-0,004	0,003	-0,004	0,003	-0,002	0,003
Prop. óbitos cap16 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
Prop. óbitos cap17 CID-10	0,004	0,002	0,004**	0,002	0,004**	0,002	0,004*	0,002	0,004	0,002	0,004	0,002
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002
Prop. óbitos cap20 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,003	0,000	0,003	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002
Autocorrel. espacial (λ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,059**	0,026	NA	NA	NA	NA
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,309	NA	0,309	NA	0,309	NA	0,318	NA	0,309	NA	0,308	NA
Teste Wald signif. global	2406***	NA	4592***	NA	3619***	NA	2392***	NA	2407***	NA	2413***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	6,955***	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	5,063**	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivValorProcedSimpson</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	3,866	11,707	3,866	10,867	3,866	11,438	8,499	12,942	3,761	11,707	3,521	11,707
População	0,384***	0,036	0,384***	0,034	0,384***	0,038	0,354***	0,037	0,386***	0,036	0,389***	0,036
Esforço tributário	-0,060**	0,028	-0,060*	0,032	-0,060*	0,034	-0,043	0,029	-0,060**	0,028	-0,060**	0,028
Renda	0,070	0,079	0,070	0,089	0,070	0,097	0,035	0,081	0,072	0,079	0,078	0,079
Densidade demográfica	-0,011	0,016	-0,011	0,017	-0,011	0,021	-0,020	0,018	-0,011	0,016	-0,011	0,016
Prop. residentes estáveis	-0,321	0,263	-0,321	0,387	-0,321	0,383	-0,281	0,270	-0,317	0,263	-0,309	0,263
Tx. média anual var. pop.	-0,331***	0,102	-0,331***	0,122	-0,331**	0,131	-0,263**	0,106	-0,331***	0,102	-0,331***	0,102
Grau de urbanização	0,310***	0,049	0,310***	0,065	0,310***	0,070	0,310***	0,050	0,310***	0,049	0,310***	0,049
Prop. Jovens	0,584***	0,195	0,584**	0,246	0,584**	0,257	0,530***	0,205	0,584***	0,195	0,583***	0,195
Prop. Idosos	-0,181**	0,091	-0,181*	0,099	-0,181*	0,104	-0,147	0,096	-0,181**	0,091	-0,181**	0,091
Prop. não-brancos	-0,144***	0,046	-0,144***	0,050	-0,144***	0,056	-0,131**	0,051	-0,144***	0,046	-0,143***	0,046
Taxa de ocupação	0,606	0,455	0,606	0,576	0,606	0,573	0,564	0,461	0,610	0,455	0,620	0,455
Grau de pobreza	0,076	0,059	0,076	0,065	0,076	0,070	0,081	0,064	0,076	0,059	0,077	0,059
Desigualdade de renda	-0,021	0,120	-0,021	0,128	-0,021	0,137	-0,032	0,126	-0,024	0,120	-0,031	0,120
Esperança de vida	-1,319	2,454	-1,319	2,172	-1,319	2,288	-2,176	2,722	-1,319	2,454	-1,318	2,454
Mortalidade infantil	-0,383	0,297	-0,383	0,254	-0,383	0,272	-0,487	0,334	-0,384	0,297	-0,384	0,297
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,067**	0,033	0,067**	0,032	0,067**	0,033	0,055	0,034	0,067**	0,033	0,067**	0,033
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	-0,088*	0,047	-0,088*	0,046	-0,088*	0,046	-0,069	0,045	-0,088*	0,047	-0,088*	0,047
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	-0,080*	0,044	-0,080*	0,043	-0,080*	0,044	-0,066	0,042	-0,080*	0,044	-0,080*	0,044
<i>Dummy</i> capital estadual	-0,095	0,220	-0,095	0,142	-0,095	0,127	-0,069	0,212	-0,093	0,220	-0,090	0,220
<i>Dummy</i> região Norte	-0,526***	0,078	-0,526***	0,081	-0,526***	0,086	-0,481***	0,096	-0,525***	0,078	-0,524***	0,078
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,365***	0,087	-0,365***	0,082	-0,365***	0,093	-0,302***	0,102	-0,365***	0,087	-0,365***	0,087
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,219***	0,069	0,219***	0,067	0,219***	0,073	0,247***	0,084	0,218***	0,069	0,216***	0,069
<i>Dummy</i> região Sul	-0,322***	0,087	-0,322***	0,083	-0,322***	0,089	-0,316***	0,105	-0,322***	0,087	-0,324***	0,087
Prop. pop. plano saúde	0,129***	0,017	0,129***	0,022	0,129***	0,024	0,130***	0,017	0,129***	0,017	0,129***	0,017
Prop. proced. ambulatorial	0,327*	0,172	0,327**	0,130	0,327***	0,095	0,245	0,166	0,327*	0,172	0,327*	0,172

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivValorProcedSimpson</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. AIHs cap1 CID-10	0,141***	0,019	0,141***	0,015	0,141***	0,017	0,131***	0,019	0,142***	0,019	0,143***	0,019
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,025***	0,008	0,025***	0,004	0,025***	0,004	0,021***	0,007	0,025***	0,008	0,025***	0,008
Prop. AIHs cap3 CID-10	-0,002	0,007	-0,002	0,003	-0,002	0,004	-0,002	0,007	-0,002	0,007	-0,002	0,007
Prop. AIHs cap4 CID-10	-0,011	0,013	-0,011*	0,007	-0,011*	0,007	-0,013	0,012	-0,011	0,013	-0,010	0,013
Prop. AIHs cap5 CID-10	-0,005	0,005	-0,005*	0,003	-0,005*	0,003	-0,002	0,005	-0,005	0,005	-0,005	0,005
Prop. AIHs cap6 CID-10	-0,015**	0,007	-0,015***	0,003	-0,015***	0,003	-0,015**	0,007	-0,015**	0,007	-0,014**	0,007
Prop. AIHs cap7 CID-10	-0,021**	0,009	-0,021***	0,005	-0,021***	0,005	-0,015*	0,009	-0,021**	0,009	-0,022**	0,009
Prop. AIHs cap8 CID-10	-0,003	0,007	-0,003	0,003	-0,003	0,003	-0,002	0,007	-0,003	0,007	-0,003	0,007
Prop. AIHs cap9 CID-10	-0,059***	0,023	-0,059***	0,013	-0,059***	0,013	-0,038*	0,022	-0,058**	0,023	-0,057**	0,023
Prop. AIHs cap10 CID-10	-0,002	0,021	-0,002	0,013	-0,002	0,014	0,001	0,021	-0,003	0,021	-0,005	0,021
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,050***	0,016	0,050***	0,009	0,050***	0,009	0,055***	0,016	0,050***	0,016	0,050***	0,016
Prop. AIHs cap12 CID-10	0,011	0,007	0,011***	0,003	0,011***	0,003	0,010	0,007	0,011	0,007	0,011	0,007
Prop. AIHs cap13 CID-10	0,003	0,006	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,006	0,003	0,006	0,003	0,006
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,039*	0,020	0,039***	0,012	0,039***	0,012	0,024	0,020	0,038*	0,020	0,038*	0,020
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,027***	0,009	0,027***	0,005	0,027***	0,006	0,021**	0,009	0,027***	0,009	0,026***	0,009
Prop. AIHs cap16 CID-10	-0,028***	0,007	-0,028***	0,004	-0,028***	0,004	-0,026***	0,007	-0,028***	0,007	-0,028***	0,007
Prop. AIHs cap17 CID-10	0,002	0,007	0,002	0,003	0,002	0,003	0,003	0,007	0,002	0,007	0,002	0,007
Prop. AIHs cap18 CID-10	-0,008	0,006	-0,008***	0,003	-0,008**	0,003	-0,011*	0,006	-0,008	0,006	-0,008	0,006
Prop. AIHs cap19 CID-10	0,016**	0,007	0,016***	0,004	0,016***	0,004	0,019***	0,007	0,016**	0,007	0,016**	0,007
Prop. AIHs cap20 CID-10	-0,018*	0,010	-0,018***	0,005	-0,018***	0,005	-0,022**	0,010	-0,019*	0,010	-0,019*	0,010
Prop. AIHs cap21 CID-10	-0,009	0,006	-0,009***	0,003	-0,009***	0,003	-0,008	0,006	-0,009	0,006	-0,010	0,006
Prop. óbitos cap1 CID-10	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007	0,004	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007
Prop. óbitos cap2 CID-10	0,027***	0,008	0,027**	0,012	0,027**	0,013	0,028***	0,008	0,027***	0,008	0,027***	0,008
Prop. óbitos cap3 CID-10	-0,006	0,007	-0,006	0,006	-0,006	0,006	-0,007	0,007	-0,006	0,007	-0,006	0,007
Prop. óbitos cap4 CID-10	0,015**	0,007	0,015*	0,009	0,015*	0,009	0,014**	0,007	0,015**	0,007	0,015**	0,007
Prop. óbitos cap5 CID-10	0,008	0,006	0,008	0,005	0,008	0,005	0,006	0,005	0,008	0,006	0,008	0,006

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivValorProcedSimpson</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. óbitos cap6 CID-10	0,007	0,006	0,007	0,006	0,007	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006
Prop. óbitos cap7 CID-10	0,001	0,024	0,001	0,012	0,001	0,012	0,004	0,023	0,000	0,024	0,000	0,024
Prop. óbitos cap8 CID-10	-0,050**	0,024	-0,050***	0,018	-0,050***	0,018	-0,050**	0,023	-0,050**	0,024	-0,052**	0,024
Prop. óbitos cap9 CID-10	0,040***	0,013	0,040***	0,020	0,040***	0,020	0,044***	0,012	0,040***	0,013	0,040***	0,013
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,031***	0,009	0,031***	0,011	0,031***	0,011	0,030***	0,008	0,031***	0,009	0,032***	0,009
Prop. óbitos cap11 CID-10	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008	0,011	0,007	0,008	0,008	0,008	0,008
Prop. óbitos cap12 CID-10	-0,026***	0,009	-0,026***	0,007	-0,026***	0,007	-0,024***	0,008	-0,026***	0,009	-0,026***	0,009
Prop. óbitos cap13 CID-10	-0,011	0,009	-0,011	0,008	-0,011	0,008	-0,009	0,009	-0,011	0,009	-0,012	0,009
Prop. óbitos cap14 CID-10	-0,008	0,008	-0,008	0,007	-0,008	0,007	-0,008	0,007	-0,008	0,008	-0,008	0,008
Prop. óbitos cap15 CID-10	-0,015	0,011	-0,015*	0,008	-0,015**	0,008	-0,013	0,010	-0,015	0,011	-0,016	0,011
Prop. óbitos cap16 CID-10	0,005	0,007	0,005	0,005	0,005	0,005	0,007	0,007	0,005	0,007	0,004	0,007
Prop. óbitos cap17 CID-10	-0,006	0,008	-0,006	0,006	-0,006	0,006	-0,002	0,008	-0,006	0,008	-0,006	0,008
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,016**	0,006	0,016**	0,008	0,016*	0,008	0,011*	0,006	0,016***	0,006	0,016***	0,006
Prop. óbitos cap20 CID-10	0,005	0,009	0,005	0,012	0,005	0,012	0,006	0,008	0,005	0,009	0,005	0,009
Autocorrel. espacial (λ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,297***	0,023	NA	NA	NA	NA
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,602	NA	0,602	NA	0,602	NA	0,618	NA	0,602	NA	0,602	NA
Teste Wald signif. global	7983***	NA	7097***	NA	4837***	NA	7663***	NA	7984***	NA	7983***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	157,827***	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	166,868***	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProced</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	2,934	3,549	2,934	3,647	2,934	3,920	3,053	3,953	2,869	3,549	2,765	3,548
População	0,299***	0,011	0,299***	0,012	0,299***	0,013	0,304***	0,011	0,300***	0,011	0,301***	0,011
Esforço tributário	-0,002	0,009	-0,002	0,009	-0,002	0,009	0,002	0,009	-0,002	0,009	-0,002	0,009
Renda	0,275***	0,024	0,275***	0,028	0,275***	0,031	0,275***	0,025	0,278***	0,024	0,281***	0,024
Densidade demográfica	0,004	0,005	0,004	0,005	0,004	0,007	0,004	0,006	0,004	0,005	0,005	0,005
Prop. residentes estáveis	-0,255***	0,080	-0,255***	0,099	-0,255**	0,100	-0,229***	0,082	-0,253***	0,080	-0,250***	0,080
Tx. média anual var. pop.	-0,094***	0,031	-0,094***	0,034	-0,094**	0,037	-0,079**	0,032	-0,094***	0,031	-0,094***	0,031
Grau de urbanização	0,094***	0,015	0,094***	0,018	0,094***	0,019	0,084***	0,015	0,093***	0,015	0,093***	0,015
Prop. Jovens	-0,044	0,059	-0,044	0,065	-0,044	0,067	-0,067	0,062	-0,044	0,059	-0,044	0,059
Prop. Idosos	0,059**	0,028	0,059**	0,029	0,059*	0,030	0,054*	0,029	0,058**	0,028	0,058**	0,028
Prop. não-brancos	-0,033**	0,014	-0,033**	0,015	-0,033*	0,018	-0,025	0,016	-0,033**	0,014	-0,032**	0,014
Taxa de ocupação	0,379***	0,138	0,379**	0,157	0,379**	0,158	0,364***	0,139	0,382***	0,138	0,387***	0,138
Grau de pobreza	0,042**	0,018	0,042**	0,020	0,042*	0,022	0,032	0,019	0,042**	0,018	0,043**	0,018
Desigualdade de renda	-0,171***	0,036	-0,171***	0,039	-0,171***	0,043	-0,194***	0,038	-0,173***	0,036	-0,176***	0,036
Esperança de vida	-0,426	0,744	-0,426	0,754	-0,426	0,806	-0,469	0,832	-0,429	0,744	-0,431	0,744
Mortalidade infantil	-0,116	0,090	-0,116	0,090	-0,116	0,098	-0,107	0,102	-0,117	0,090	-0,117	0,090
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,036***	0,010	0,036***	0,010	0,036***	0,011	0,025**	0,010	0,036***	0,010	0,037***	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,000	0,014	0,000	0,014	0,000	0,014	-0,004	0,014	0,000	0,014	0,000	0,014
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	-0,011	0,013	-0,011	0,013	-0,011	0,013	-0,007	0,013	-0,011	0,013	-0,011	0,013
<i>Dummy</i> capital estadual	0,085	0,067	0,085	0,061	0,085	0,054	0,089	0,064	0,089	0,067	0,092	0,067
<i>Dummy</i> região Norte	0,003	0,024	0,003	0,022	0,003	0,024	-0,009	0,030	0,004	0,024	0,004	0,024
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,084***	0,026	-0,084***	0,026	-0,084***	0,030	-0,082***	0,031	-0,085***	0,026	-0,085***	0,026
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,007	0,021	0,007	0,021	0,007	0,023	0,015	0,026	0,006	0,021	0,005	0,021
<i>Dummy</i> região Sul	-0,172***	0,026	-0,172***	0,026	-0,172***	0,029	-0,167***	0,032	-0,173***	0,026	-0,174***	0,026
Prop. pop. plano saúde	0,028***	0,005	0,028***	0,007	0,028***	0,007	0,027***	0,005	0,029***	0,005	0,029***	0,005
Prop. proced. ambulatorial	0,526***	0,052	0,526***	0,043	0,526***	0,033	0,483***	0,050	0,528***	0,052	0,530***	0,052

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProced</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. AIHs cap1 CID-10	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,006	0,005	0,006	0,006	0,006	0,007	0,006
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,017***	0,002	0,017***	0,002	0,017***	0,002	0,016***	0,002	0,017***	0,002	0,018***	0,002
Prop. AIHs cap3 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Prop. AIHs cap4 CID-10	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004
Prop. AIHs cap5 CID-10	0,002	0,002	0,002**	0,001	0,002**	0,001	0,003**	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
Prop. AIHs cap6 CID-10	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002
Prop. AIHs cap7 CID-10	0,016***	0,003	0,016***	0,002	0,016***	0,002	0,016***	0,003	0,015***	0,003	0,015***	0,003
Prop. AIHs cap8 CID-10	-0,003	0,002	-0,003*	0,002	-0,003**	0,002	-0,002	0,002	-0,003	0,002	-0,003	0,002
Prop. AIHs cap9 CID-10	-0,021***	0,007	-0,021***	0,006	-0,021***	0,006	-0,013**	0,007	-0,020***	0,007	-0,019***	0,007
Prop. AIHs cap10 CID-10	0,023***	0,006	0,023***	0,006	0,023***	0,006	0,021***	0,006	0,022***	0,006	0,020***	0,006
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,011**	0,005	0,011**	0,005	0,011**	0,005	0,011**	0,005	0,011**	0,005	0,011**	0,005
Prop. AIHs cap12 CID-10	0,008***	0,002	0,008***	0,002	0,008***	0,002	0,008***	0,002	0,008***	0,002	0,008***	0,002
Prop. AIHs cap13 CID-10	0,006***	0,002	0,006***	0,002	0,006***	0,002	0,005**	0,002	0,006***	0,002	0,006***	0,002
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,009	0,006	0,009	0,007	0,009	0,007	0,006	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,022***	0,003	0,022***	0,002	0,022***	0,002	0,020***	0,003	0,022***	0,003	0,022***	0,003
Prop. AIHs cap16 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002
Prop. AIHs cap17 CID-10	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,009***	0,002
Prop. AIHs cap18 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	-0,001	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002
Prop. AIHs cap19 CID-10	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,010***	0,002	0,009***	0,002	0,009***	0,002
Prop. AIHs cap20 CID-10	0,004	0,003	0,004	0,002	0,004	0,002	0,003	0,003	0,004	0,003	0,003	0,003
Prop. AIHs cap21 CID-10	0,006***	0,002	0,006***	0,001	0,006***	0,001	0,006***	0,002	0,006***	0,002	0,006***	0,002
Prop. óbitos cap1 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
Prop. óbitos cap2 CID-10	0,005*	0,003	0,005	0,003	0,005	0,003	0,004*	0,002	0,005*	0,003	0,005*	0,003
Prop. óbitos cap3 CID-10	0,003	0,002	0,003*	0,002	0,003*	0,002	0,004*	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002
Prop. óbitos cap4 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,003	0,002	0,002	0,002	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002
Prop. óbitos cap5 CID-10	0,003*	0,002	0,003*	0,002	0,003*	0,002	0,003	0,002	0,003*	0,002	0,003**	0,002

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantProced</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. órbitos cap6 CID-10	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002
Prop. órbitos cap7 CID-10	0,005	0,007	0,005	0,005	0,005	0,005	0,006	0,007	0,005	0,007	0,004	0,007
Prop. órbitos cap8 CID-10	0,006	0,007	0,006	0,007	0,006	0,007	0,003	0,007	0,005	0,007	0,004	0,007
Prop. órbitos cap9 CID-10	0,002	0,004	0,002	0,004	0,002	0,004	0,003	0,004	0,002	0,004	0,002	0,004
Prop. órbitos cap10 CID-10	0,010***	0,003	0,010***	0,003	0,010***	0,003	0,010***	0,002	0,010***	0,003	0,010***	0,003
Prop. órbitos cap11 CID-10	0,004*	0,002	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004**	0,002	0,004*	0,002	0,004*	0,002
Prop. órbitos cap12 CID-10	0,000	0,003	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,003	-0,001	0,003	-0,001	0,003
Prop. órbitos cap13 CID-10	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006**	0,003
Prop. órbitos cap14 CID-10	0,005**	0,002	0,005**	0,002	0,005**	0,002	0,005**	0,002	0,005**	0,002	0,005**	0,002
Prop. órbitos cap15 CID-10	0,000	0,003	0,000	0,003	0,000	0,003	0,001	0,003	0,000	0,003	-0,001	0,003
Prop. órbitos cap16 CID-10	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003*	0,002	0,004*	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002
Prop. órbitos cap17 CID-10	0,004*	0,002	0,004**	0,002	0,004**	0,002	0,005**	0,002	0,004*	0,002	0,004*	0,002
Prop. órbitos cap18 CID-10	-0,004**	0,002	-0,004*	0,002	-0,004*	0,002	-0,004**	0,002	-0,003*	0,002	-0,003*	0,002
Prop. órbitos cap20 CID-10	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003
Autocorrel. espacial (λ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,329***	0,022	NA	NA	NA	NA
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,856	NA	0,856	NA	0,856	NA	0,863	NA	0,856	NA	0,856	NA
Teste Wald signif. global	31157***	NA	31497***	NA	22695***	NA	31111***	NA	31170***	NA	31159***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	207,726***	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	216,659***	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantEstab</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	5,881	4,067	5,881	3,855	5,881	4,011	5,508	4,406	5,870	4,067	5,832	4,067
População	0,291***	0,013	0,291***	0,012	0,291***	0,013	0,290***	0,013	0,291***	0,013	0,292***	0,013
Esforço tributário	-0,004	0,010	-0,004	0,011	-0,004	0,011	0,001	0,010	-0,004	0,010	-0,004	0,010
Renda	0,122***	0,028	0,122***	0,031	0,122***	0,032	0,119***	0,028	0,122***	0,028	0,124***	0,028
Densidade demográfica	-0,011**	0,006	-0,011**	0,006	-0,011*	0,006	-0,009	0,006	-0,011**	0,006	-0,011**	0,006
Prop. residentes estáveis	-0,134	0,091	-0,134	0,098	-0,134	0,100	-0,104	0,094	-0,133	0,091	-0,132	0,091
Tx. média anual var. pop.	-0,085**	0,036	-0,085**	0,037	-0,085**	0,039	-0,074**	0,037	-0,085**	0,036	-0,085**	0,036
Grau de urbanização	0,053***	0,017	0,053***	0,020	0,053**	0,021	0,052***	0,017	0,053***	0,017	0,053***	0,017
Prop. Jovens	-0,266***	0,068	-0,266***	0,074	-0,266***	0,075	-0,227***	0,071	-0,266***	0,068	-0,265***	0,068
Prop. Idosos	-0,005	0,032	-0,005	0,033	-0,005	0,033	0,005	0,033	-0,005	0,032	-0,005	0,032
Prop. não-brancos	0,023	0,016	0,023	0,016	0,023	0,018	0,025	0,017	0,023	0,016	0,023	0,016
Taxa de ocupação	0,115	0,158	0,115	0,180	0,115	0,177	0,067	0,160	0,115	0,158	0,117	0,158
Grau de pobreza	-0,002	0,020	-0,002	0,022	-0,002	0,024	-0,011	0,022	-0,002	0,020	-0,002	0,020
Desigualdade de renda	-0,193***	0,042	-0,193***	0,044	-0,193***	0,048	-0,176***	0,044	-0,193***	0,042	-0,194***	0,042
Esperança de vida	-1,237	0,852	-1,237	0,800	-1,237	0,844	-1,175	0,926	-1,237	0,852	-1,238	0,852
Mortalidade infantil	-0,186*	0,103	-0,186**	0,092	-0,186*	0,098	-0,168	0,113	-0,186*	0,103	-0,186*	0,103
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,028**	0,012	0,028**	0,011	0,028**	0,012	0,020*	0,012	0,028**	0,012	0,028**	0,012
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,001	0,016	0,001	0,016	0,001	0,016	-0,002	0,016	0,001	0,016	0,001	0,016
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	-0,005	0,015	-0,005	0,015	-0,005	0,015	-0,006	0,015	-0,005	0,015	-0,005	0,015
<i>Dummy</i> capital estadual	-0,072	0,076	-0,072	0,053	-0,072	0,049	-0,049	0,075	-0,072	0,076	-0,071	0,076
<i>Dummy</i> região Norte	-0,028	0,027	-0,028	0,026	-0,028	0,027	-0,038	0,032	-0,028	0,027	-0,028	0,027
<i>Dummy</i> região Nordeste	0,097***	0,030	0,097***	0,028	0,097***	0,031	0,074**	0,034	0,097***	0,030	0,097***	0,030
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,081***	0,024	-0,081***	0,023	-0,081***	0,025	-0,088***	0,028	-0,081***	0,024	-0,082***	0,024
<i>Dummy</i> região Sul	-0,070**	0,030	-0,070**	0,029	-0,070**	0,032	-0,069**	0,035	-0,070**	0,030	-0,070**	0,030
Prop. pop. plano saúde	0,018***	0,006	0,018***	0,007	0,018**	0,008	0,018***	0,006	0,018***	0,006	0,018***	0,006
Prop. proced. ambulatorial	0,155***	0,060	0,155**	0,065	0,155***	0,048	0,153***	0,058	0,155***	0,060	0,155***	0,060

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantEstab</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. AIHs cap1 CID-10	-0,007	0,007	-0,007	0,006	-0,007	0,007	-0,009	0,007	-0,006	0,007	-0,006	0,007
Prop. AIHs cap2 CID-10	-0,002	0,003	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,003	-0,002	0,003	-0,002	0,003
Prop. AIHs cap3 CID-10	-0,004	0,003	-0,004*	0,002	-0,004*	0,002	-0,004*	0,003	-0,004	0,003	-0,004	0,003
Prop. AIHs cap4 CID-10	-0,002	0,004	-0,002	0,004	-0,002	0,004	-0,001	0,004	-0,002	0,004	-0,002	0,004
Prop. AIHs cap5 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Prop. AIHs cap6 CID-10	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002
Prop. AIHs cap7 CID-10	0,004	0,003	0,004*	0,002	0,004*	0,002	0,003	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003
Prop. AIHs cap8 CID-10	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002	-0,001	0,002
Prop. AIHs cap9 CID-10	-0,004	0,008	-0,004	0,007	-0,004	0,007	-0,002	0,008	-0,004	0,008	-0,003	0,008
Prop. AIHs cap10 CID-10	0,045***	0,007	0,045***	0,007	0,045***	0,007	0,044***	0,007	0,045***	0,007	0,045***	0,007
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,001	0,006	0,001	0,005	0,001	0,004	0,004	0,006	0,001	0,006	0,001	0,006
Prop. AIHs cap12 CID-10	0,003	0,002	0,003*	0,002	0,003*	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002
Prop. AIHs cap13 CID-10	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,003	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,002
Prop. AIHs cap14 CID-10	0,006	0,007	0,006	0,006	0,006	0,006	0,004	0,007	0,006	0,007	0,006	0,007
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,007**	0,003	0,007**	0,003	0,007**	0,003	0,006**	0,003	0,007**	0,003	0,006**	0,003
Prop. AIHs cap16 CID-10	-0,005**	0,003	-0,005***	0,002	-0,005***	0,002	-0,005*	0,003	-0,005**	0,003	-0,005**	0,003
Prop. AIHs cap17 CID-10	-0,002	0,003	-0,002	0,002	-0,002	0,002	-0,002	0,003	-0,002	0,003	-0,002	0,003
Prop. AIHs cap18 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	-0,001	0,002	0,000	0,002	-0,001	0,002
Prop. AIHs cap19 CID-10	-0,003	0,003	-0,003	0,002	-0,003	0,002	-0,002	0,003	-0,003	0,003	-0,003	0,003
Prop. AIHs cap20 CID-10	-0,003	0,004	-0,003	0,003	-0,003	0,003	-0,004	0,004	-0,003	0,004	-0,004	0,004
Prop. AIHs cap21 CID-10	0,003*	0,002	0,003**	0,001	0,003**	0,001	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002
Prop. óbitos cap1 CID-10	0,004*	0,002	0,004*	0,003	0,004	0,003	0,004*	0,002	0,004*	0,002	0,004*	0,002
Prop. óbitos cap2 CID-10	0,010***	0,003	0,010***	0,004	0,010***	0,004	0,009***	0,003	0,010***	0,003	0,010***	0,003
Prop. óbitos cap3 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
Prop. óbitos cap4 CID-10	0,005*	0,002	0,005	0,003	0,005	0,003	0,005**	0,002	0,005*	0,002	0,005*	0,002
Prop. óbitos cap5 CID-10	0,003*	0,002	0,003*	0,002	0,003*	0,002	0,004*	0,002	0,003*	0,002	0,003*	0,002

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantEstab</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. óbitos cap6 CID-10	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Prop. óbitos cap7 CID-10	0,004	0,008	0,004	0,005	0,004	0,005	0,003	0,008	0,004	0,008	0,003	0,008
Prop. óbitos cap8 CID-10	-0,004	0,008	-0,004	0,006	-0,004	0,006	-0,004	0,008	-0,004	0,008	-0,004	0,008
Prop. óbitos cap9 CID-10	0,002	0,004	0,002	0,006	0,002	0,006	0,002	0,004	0,002	0,004	0,002	0,004
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,007**	0,003	0,007*	0,004	0,007*	0,004	0,006*	0,003	0,007**	0,003	0,007**	0,003
Prop. óbitos cap11 CID-10	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003
Prop. óbitos cap12 CID-10	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002	0,002	0,002	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003
Prop. óbitos cap13 CID-10	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,003
Prop. óbitos cap14 CID-10	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,003	0,000	0,003	0,001	0,003	0,001	0,003
Prop. óbitos cap15 CID-10	-0,001	0,004	-0,001	0,003	-0,001	0,003	0,000	0,004	-0,001	0,004	-0,001	0,004
Prop. óbitos cap16 CID-10	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,002	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002
Prop. óbitos cap17 CID-10	0,004	0,003	0,004*	0,002	0,004*	0,002	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
Prop. óbitos cap20 CID-10	0,000	0,003	0,000	0,004	0,000	0,004	0,001	0,003	0,000	0,003	0,000	0,003
Divers. serv. priv. saúde (<i>DivQuantEstabPriv</i>)	0,041***	0,004	0,041***	0,004	0,041***	0,004	0,041***	0,004	0,041***	0,004	0,041***	0,004
Autocorrel. espacial (λ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,228***	0,024	NA	NA	NA	NA
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,734	NA	0,734	NA	0,734	NA	0,742	NA	0,734	NA	0,734	NA
Teste Wald signif. global	14544***	NA	16640***	NA	13330***	NA	14060***	NA	14544***	NA	14544***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	86,974***	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	89,252***	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantMed</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-10,199	9,019	-10,199	8,524	-10,199	8,418	-9,536	9,298	-10,161	9,019	-9,645	9,018
População	0,559***	0,029	0,559***	0,027	0,559***	0,029	0,559***	0,030	0,558***	0,029	0,550***	0,029
Esforço tributário	0,102***	0,022	0,102***	0,025	0,102***	0,025	0,105***	0,022	0,102***	0,022	0,102***	0,022
Renda	0,192***	0,062	0,192***	0,065	0,192***	0,065	0,183***	0,062	0,191***	0,062	0,176***	0,062
Densidade demográfica	0,029**	0,013	0,029**	0,012	0,029**	0,013	0,027**	0,013	0,029**	0,013	0,029**	0,013
Prop. residentes estáveis	0,232	0,203	0,232	0,255	0,232	0,246	0,212	0,205	0,231	0,203	0,213	0,203
Tx. média anual var. pop.	-0,021	0,079	-0,021	0,086	-0,021	0,085	-0,041	0,080	-0,021	0,079	-0,021	0,079
Grau de urbanização	0,056	0,038	0,056	0,044	0,056	0,043	0,049	0,038	0,055	0,038	0,054	0,038
Prop. Jovens	0,070	0,151	0,070	0,177	0,070	0,173	0,094	0,153	0,070	0,151	0,073	0,151
Prop. Idosos	0,007	0,070	0,007	0,073	0,007	0,073	0,013	0,071	0,007	0,070	0,008	0,070
Prop. não-brancos	-0,135***	0,035	-0,135***	0,040	-0,135***	0,043	-0,125***	0,036	-0,135***	0,035	-0,136***	0,035
Taxa de ocupação	0,727**	0,350	0,727*	0,407	0,727*	0,401	0,774**	0,352	0,725**	0,350	0,701**	0,350
Grau de pobreza	0,145***	0,045	0,145***	0,052	0,145***	0,054	0,126***	0,047	0,145***	0,045	0,144***	0,045
Desigualdade de renda	-0,334***	0,093	-0,334***	0,097	-0,334***	0,100	-0,339***	0,095	-0,333***	0,093	-0,318***	0,093
Esperança de vida	0,290	1,890	0,290	1,764	0,290	1,753	0,115	1,951	0,290	1,890	0,295	1,890
Mortalidade infantil	-0,098	0,229	-0,098	0,209	-0,098	0,209	-0,114	0,237	-0,098	0,229	-0,097	0,229
<i>Dummy</i> consórcio saúde	-0,029	0,026	-0,029	0,026	-0,029	0,026	-0,030	0,026	-0,029	0,026	-0,030	0,026
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	-0,019	0,036	-0,019	0,036	-0,019	0,036	-0,013	0,036	-0,019	0,036	-0,020	0,036
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	-0,024	0,034	-0,024	0,034	-0,024	0,034	-0,018	0,033	-0,024	0,034	-0,024	0,034
<i>Dummy</i> capital estadual	-0,373**	0,170	-0,373***	0,120	-0,373***	0,107	-0,370**	0,168	-0,373**	0,170	-0,382**	0,170
<i>Dummy</i> região Norte	-0,077	0,060	-0,077	0,059	-0,077	0,056	-0,080	0,064	-0,077	0,060	-0,080	0,060
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,009	0,067	-0,009	0,064	-0,009	0,063	0,000	0,070	-0,009	0,067	-0,008	0,067
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,097*	0,053	0,097*	0,054	0,097*	0,055	0,101*	0,056	0,097*	0,053	0,104*	0,053
<i>Dummy</i> região Sul	-0,196***	0,067	-0,196***	0,071	-0,196***	0,072	-0,195***	0,071	-0,195***	0,067	-0,191***	0,067
Prop. pop. plano saúde	0,037***	0,013	0,037**	0,016	0,037**	0,016	0,036***	0,013	0,037***	0,013	0,036***	0,013
Prop. proced. ambulatorial	0,000	0,132	0,000	0,083	0,000	0,062	-0,006	0,131	0,000	0,132	0,001	0,132

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantMed</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. AIHs cap1 CID-10	0,005	0,015	0,005	0,012	0,005	0,013	0,004	0,015	0,005	0,015	0,003	0,015
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,010*	0,006	0,010**	0,004	0,010**	0,004	0,010*	0,006	0,010*	0,006	0,009	0,006
Prop. AIHs cap3 CID-10	0,000	0,006	0,000	0,005	0,000	0,005	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000	0,006
Prop. AIHs cap4 CID-10	-0,006	0,010	-0,006	0,009	-0,006	0,010	-0,007	0,010	-0,007	0,010	-0,008	0,010
Prop. AIHs cap5 CID-10	0,001	0,004	0,001	0,003	0,001	0,003	0,001	0,004	0,001	0,004	0,001	0,004
Prop. AIHs cap6 CID-10	0,003	0,005	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,005	0,003	0,005	0,001	0,005
Prop. AIHs cap7 CID-10	0,009	0,007	0,009**	0,004	0,009**	0,004	0,009	0,007	0,009	0,007	0,011	0,007
Prop. AIHs cap8 CID-10	-0,006	0,006	-0,006	0,004	-0,006	0,004	-0,006	0,005	-0,006	0,006	-0,006	0,006
Prop. AIHs cap9 CID-10	0,031*	0,018	0,031**	0,015	0,031**	0,014	0,031*	0,018	0,031*	0,018	0,026	0,018
Prop. AIHs cap10 CID-10	-0,015	0,016	-0,015	0,013	-0,015	0,012	-0,014	0,016	-0,015	0,016	-0,009	0,016
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,035***	0,012	0,035**	0,015	0,035**	0,014	0,035***	0,012	0,035***	0,012	0,035***	0,012
Prop. AIHs cap12 CID-10	-0,001	0,006	-0,001	0,004	-0,001	0,004	-0,001	0,005	-0,001	0,006	0,000	0,005
Prop. AIHs cap13 CID-10	-0,007	0,005	-0,007*	0,004	-0,007*	0,004	-0,006	0,005	-0,007	0,005	-0,007	0,005
Prop. AIHs cap14 CID-10	-0,014	0,016	-0,014	0,015	-0,014	0,015	-0,014	0,016	-0,014	0,016	-0,012	0,016
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,009	0,007	0,009	0,007	0,009	0,006	0,008	0,007	0,009	0,007	0,010	0,007
Prop. AIHs cap16 CID-10	0,005	0,006	0,005	0,004	0,005	0,004	0,005	0,006	0,005	0,006	0,004	0,006
Prop. AIHs cap17 CID-10	0,005	0,006	0,005	0,004	0,005	0,004	0,005	0,006	0,005	0,006	0,006	0,006
Prop. AIHs cap18 CID-10	-0,005	0,005	-0,005	0,004	-0,005	0,004	-0,005	0,005	-0,005	0,005	-0,004	0,005
Prop. AIHs cap19 CID-10	0,006	0,006	0,006	0,005	0,006	0,005	0,006	0,006	0,006	0,006	0,005	0,006
Prop. AIHs cap20 CID-10	-0,011	0,008	-0,011**	0,005	-0,011**	0,005	-0,011	0,008	-0,011	0,008	-0,010	0,008
Prop. AIHs cap21 CID-10	0,003	0,005	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,005	0,003	0,005	0,004	0,005
Prop. óbitos cap1 CID-10	0,010*	0,005	0,010*	0,006	0,010*	0,006	0,010*	0,005	0,010*	0,005	0,010*	0,005
Prop. óbitos cap2 CID-10	0,005	0,006	0,005	0,009	0,005	0,009	0,005	0,006	0,005	0,006	0,005	0,006
Prop. óbitos cap3 CID-10	-0,003	0,005	-0,003	0,004	-0,003	0,004	-0,004	0,005	-0,003	0,005	-0,003	0,005
Prop. óbitos cap4 CID-10	0,010*	0,005	0,010	0,007	0,010	0,007	0,009*	0,005	0,010*	0,005	0,009*	0,005
Prop. óbitos cap5 CID-10	-0,001	0,004	-0,001	0,004	-0,001	0,004	-0,001	0,004	-0,002	0,004	-0,002	0,004

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantMed</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. óbitos cap6 CID-10	0,010**	0,005	0,010*	0,005	0,010**	0,005	0,010**	0,005	0,010**	0,005	0,009*	0,005
Prop. óbitos cap7 CID-10	-0,002	0,018	-0,002	0,011	-0,002	0,010	-0,003	0,018	-0,002	0,018	0,000	0,018
Prop. óbitos cap8 CID-10	-0,015	0,019	-0,015	0,012	-0,015	0,012	-0,018	0,018	-0,014	0,019	-0,010	0,018
Prop. óbitos cap9 CID-10	0,007	0,010	0,007	0,014	0,007	0,014	0,008	0,010	0,007	0,010	0,007	0,010
Prop. óbitos cap10 CID-10	0,022***	0,007	0,022***	0,008	0,022***	0,008	0,021***	0,007	0,022***	0,007	0,021***	0,007
Prop. óbitos cap11 CID-10	0,012**	0,006	0,012*	0,006	0,012*	0,006	0,012**	0,006	0,012**	0,006	0,012**	0,006
Prop. óbitos cap12 CID-10	-0,003	0,007	-0,003	0,005	-0,003	0,005	-0,003	0,007	-0,003	0,007	-0,002	0,007
Prop. óbitos cap13 CID-10	0,000	0,007	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000	0,007	0,000	0,007	0,001	0,007
Prop. óbitos cap14 CID-10	0,001	0,006	0,001	0,006	0,001	0,005	0,001	0,006	0,001	0,006	0,002	0,006
Prop. óbitos cap15 CID-10	-0,010	0,008	-0,010*	0,006	-0,010*	0,006	-0,010	0,008	-0,010	0,008	-0,008	0,008
Prop. óbitos cap16 CID-10	0,001	0,005	0,001	0,004	0,001	0,004	0,001	0,005	0,001	0,005	0,001	0,005
Prop. óbitos cap17 CID-10	0,000	0,006	0,000	0,005	0,000	0,005	0,001	0,006	0,000	0,006	0,000	0,006
Prop. óbitos cap18 CID-10	0,011**	0,005	0,011*	0,006	0,011*	0,006	0,011**	0,005	0,011**	0,005	0,009**	0,005
Prop. óbitos cap20 CID-10	0,007	0,007	0,007	0,009	0,007	0,009	0,008	0,007	0,007	0,007	0,007	0,007
Divers. serv. priv. saúde (<i>DivQuantMedPriv</i>)	0,036***	0,012	0,036***	0,009	0,036***	0,009	0,035***	0,012	0,036***	0,012	0,036***	0,012
Autocorrel. espacial (λ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,089***	0,026	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,627	NA	0,627	NA	0,627	NA	0,633	NA	0,627	NA	0,627	NA
Teste Wald signif. global	8884***	NA	14300***	NA	11153***	NA	8671***	NA	8884***	NA	8885***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	10,843***	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	11,800***	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantLeitoP&T</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-12,424	18,293	-12,424	19,698	-12,424	19,553	-9,301	18,804	-12,063	18,293	-11,796	18,271
População	0,425***	0,058	0,425***	0,060	0,425***	0,061	0,438***	0,058	0,417***	0,058	0,410***	0,057
Esforço tributário	0,001	0,044	0,001	0,042	0,001	0,042	0,005	0,044	0,001	0,044	0,001	0,044
Renda	0,718***	0,125	0,718***	0,118	0,718***	0,117	0,731***	0,126	0,708***	0,125	0,678***	0,124
Densidade demográfica	0,005	0,026	0,005	0,027	0,005	0,027	0,004	0,026	0,005	0,026	0,003	0,025
Prop. residentes estáveis	0,262	0,411	0,262	0,371	0,262	0,366	0,279	0,415	0,247	0,411	0,234	0,411
Tx. média anual var. pop.	-0,109	0,160	-0,109	0,151	-0,109	0,151	-0,098	0,162	-0,109	0,160	-0,113	0,160
Grau de urbanização	-0,058	0,077	-0,058	0,066	-0,058	0,070	-0,046	0,077	-0,060	0,077	-0,060	0,076
Prop. jovens	-0,619**	0,305	-0,619**	0,291	-0,619**	0,288	-0,561*	0,310	-0,615**	0,305	-0,606**	0,305
Prop. idosos	-0,147	0,143	-0,147	0,146	-0,147	0,145	-0,134	0,145	-0,147	0,143	-0,131	0,143
Prop. não-brancos	0,239***	0,071	0,239***	0,064	0,239***	0,070	0,227***	0,074	0,239***	0,071	0,236***	0,071
Taxa de ocupação	-0,751	0,711	-0,751	0,688	-0,751	0,679	-0,717	0,714	-0,773	0,711	-0,858	0,710
Grau de pobreza	-0,019	0,092	-0,019	0,085	-0,019	0,088	-0,031	0,094	-0,020	0,092	-0,027	0,092
Desigualdade de renda	-0,729***	0,189	-0,729***	0,187	-0,729***	0,187	-0,733***	0,191	-0,718***	0,189	-0,698***	0,188
Esperança de vida	1,665	3,836	1,665	4,186	1,665	4,162	0,850	3,947	1,682	3,836	1,894	3,832
Mortalidade infantil	0,117	0,464	0,117	0,513	0,117	0,510	0,029	0,480	0,120	0,464	0,143	0,464
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,024	0,052	0,024	0,053	0,024	0,053	0,023	0,053	0,023	0,052	0,023	0,052
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	-0,112	0,073	-0,112	0,072	-0,112	0,072	-0,114	0,072	-0,112	0,073	-0,117	0,073
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,058	0,068	0,058	0,070	0,058	0,070	0,053	0,068	0,058	0,068	0,055	0,068
<i>Dummy</i> capital estadual	-0,812**	0,344	-0,812***	0,161	-0,812***	0,161	-0,847**	0,341	-0,817**	0,344	-0,866**	0,343
<i>Dummy</i> região Norte	0,391***	0,122	0,391***	0,127	0,391***	0,129	0,386***	0,129	0,388***	0,122	0,383***	0,122
<i>Dummy</i> região Nordeste	0,169	0,136	0,169	0,147	0,169	0,149	0,174	0,141	0,170	0,136	0,174	0,136
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,022	0,108	0,022	0,110	0,022	0,110	0,016	0,113	0,028	0,108	0,050	0,108
<i>Dummy</i> região Sul	0,513***	0,136	0,513***	0,134	0,513***	0,139	0,488***	0,143	0,517***	0,136	0,541***	0,136
Prop. pop. plano saúde	-0,007	0,026	-0,007	0,021	-0,007	0,021	-0,006	0,027	-0,007	0,026	-0,006	0,026
Prop. proced. ambulatorial	-0,595**	0,268	-0,595	0,416	-0,595*	0,307	-0,577**	0,266	-0,592**	0,268	-0,548**	0,260

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantLeitoP&T</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. AIHs cap1 CID-10	-0,005	0,030	-0,005	0,035	-0,005	0,033	-0,008	0,030	-0,007	0,030	-0,019	0,029
Prop. AIHs cap2 CID-10	0,051***	0,012	0,051***	0,015	0,051***	0,015	0,048***	0,012	0,050***	0,012	0,043***	0,012
Prop. AIHs cap3 CID-10	-0,006	0,012	-0,006	0,014	-0,006	0,014	-0,007	0,012	-0,006	0,012	-0,006	0,011
Prop. AIHs cap4 CID-10	-0,050**	0,020	-0,050**	0,024	-0,050**	0,024	-0,050**	0,020	-0,051***	0,020	-0,059***	0,019
Prop. AIHs cap5 CID-10	0,021**	0,008	0,021*	0,011	0,021*	0,011	0,021**	0,008	0,021**	0,008	0,021**	0,008
Prop. AIHs cap6 CID-10	-0,010	0,011	-0,010	0,014	-0,010	0,013	-0,010	0,011	-0,011	0,011	-0,017	0,010
Prop. AIHs cap7 CID-10	0,028*	0,015	0,028	0,020	0,028	0,020	0,026*	0,015	0,030**	0,015	0,039***	0,014
Prop. AIHs cap8 CID-10	0,013	0,011	0,013	0,014	0,013	0,014	0,015	0,011	0,013	0,011	0,012	0,011
Prop. AIHs cap9 CID-10	-0,011	0,036	-0,011	0,040	-0,011	0,040	-0,007	0,036	-0,015	0,036	-0,038	0,035
Prop. AIHs cap10 CID-10	0,122***	0,033	0,122***	0,037	0,122***	0,037	0,119***	0,033	0,126***	0,033	0,148***	0,032
Prop. AIHs cap11 CID-10	0,027	0,025	0,027	0,028	0,027	0,027	0,027	0,025	0,027	0,025	0,028	0,025
Prop. AIHs cap12 CID-10	-0,007	0,011	-0,007	0,014	-0,007	0,014	-0,006	0,011	-0,007	0,011	-0,003	0,011
Prop. AIHs cap13 CID-10	0,007	0,010	0,007	0,013	0,007	0,012	0,006	0,010	0,007	0,010	0,006	0,010
Prop. AIHs cap14 CID-10	-0,091***	0,032	-0,091**	0,037	-0,091***	0,035	-0,088***	0,032	-0,089***	0,032	-0,073**	0,031
Prop. AIHs cap15 CID-10	0,016	0,014	0,016	0,015	0,016	0,014	0,017	0,014	0,017	0,014	0,024*	0,014
Prop. AIHs cap16 CID-10	0,062***	0,012	0,062***	0,015	0,062***	0,016	0,063***	0,012	0,061***	0,012	0,051***	0,011
Prop. AIHs cap17 CID-10	0,007	0,012	0,007	0,015	0,007	0,015	0,007	0,012	0,007	0,012	0,008	0,011
Prop. AIHs cap18 CID-10	-0,006	0,010	-0,006	0,013	-0,006	0,012	-0,006	0,010	-0,005	0,010	0,000	0,010
Prop. AIHs cap19 CID-10	0,013	0,011	0,013	0,014	0,013	0,014	0,012	0,011	0,012	0,011	0,008	0,011
Prop. AIHs cap20 CID-10	0,007	0,016	0,007	0,021	0,007	0,021	0,007	0,016	0,008	0,016	0,014	0,016
Prop. AIHs cap21 CID-10	-0,002	0,009	-0,002	0,012	-0,002	0,012	-0,003	0,009	-0,001	0,009	0,007	0,009
Prop. óbitos cap1 CID-10	0,002	0,011	0,002	0,011	0,002	0,010	0,002	0,011	0,002	0,011	0,005	0,011
Prop. óbitos cap2 CID-10	0,001	0,013	0,001	0,008	0,001	0,008	0,000	0,013	0,001	0,013	0,004	0,013
Prop. óbitos cap3 CID-10	0,017	0,011	0,017	0,013	0,017	0,012	0,017	0,011	0,017	0,011	0,019*	0,010
Prop. óbitos cap4 CID-10	-0,007	0,011	-0,007	0,008	-0,007	0,008	-0,008	0,011	-0,007	0,011	-0,009	0,011
Prop. óbitos cap5 CID-10	0,001	0,009	0,001	0,009	0,001	0,008	0,003	0,009	0,001	0,009	-0,002	0,008

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão do indicador de diversidade dos serviços públicos de saúde <i>DivQuantLeitoP&T</i>	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM		SUR		3SLS	
	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâm. estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Prop. óbitos cap6 CID-10	0,010	0,010	0,010	0,010	0,010	0,009	0,009	0,010	0,009	0,010	0,006	0,010
Prop. óbitos cap7 CID-10	0,018	0,037	0,018	0,041	0,018	0,039	0,016	0,037	0,019	0,037	0,026	0,036
Prop. óbitos cap8 CID-10	0,012	0,038	0,012	0,030	0,012	0,029	0,013	0,037	0,015	0,038	0,038	0,036
Prop. óbitos cap9 CID-10	-0,009	0,020	-0,009	0,011	-0,009	0,011	-0,008	0,020	-0,009	0,020	-0,007	0,019
Prop. óbitos cap10 CID-10	-0,017	0,013	-0,017*	0,010	-0,017*	0,010	-0,017	0,013	-0,018	0,013	-0,021	0,013
Prop. óbitos cap11 CID-10	0,002	0,012	0,002	0,010	0,002	0,010	0,003	0,012	0,002	0,012	0,002	0,011
Prop. óbitos cap12 CID-10	0,017	0,014	0,017	0,016	0,017	0,016	0,017	0,014	0,018	0,014	0,021	0,013
Prop. óbitos cap13 CID-10	0,035**	0,014	0,035**	0,016	0,035**	0,016	0,036***	0,014	0,035**	0,014	0,038***	0,013
Prop. óbitos cap14 CID-10	0,015	0,012	0,015	0,013	0,015	0,013	0,015	0,012	0,015	0,012	0,017	0,012
Prop. óbitos cap15 CID-10	0,036**	0,016	0,036*	0,021	0,036*	0,021	0,036**	0,016	0,038**	0,016	0,044***	0,016
Prop. óbitos cap16 CID-10	0,015	0,011	0,015	0,013	0,015	0,013	0,014	0,011	0,016	0,011	0,018*	0,010
Prop. óbitos cap17 CID-10	0,059***	0,012	0,059***	0,016	0,059***	0,015	0,058***	0,012	0,059***	0,012	0,055***	0,012
Prop. óbitos cap18 CID-10	-0,014	0,009	-0,014*	0,008	-0,014*	0,008	-0,015	0,010	-0,015	0,009	-0,020**	0,009
Prop. óbitos cap20 CID-10	-0,009	0,013	-0,009	0,008	-0,009	0,008	-0,008	0,013	-0,009	0,013	-0,008	0,013
Divers. serv. priv. saúde (<i>DivQuantLeitoP&TPriv</i>)	0,306***	0,020	0,306***	0,027	0,306***	0,027	0,303***	0,020	0,307***	0,020	0,298***	0,020
Autocorrel. espacial (λ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,082***	0,026	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,478	NA	0,478	NA	0,478	NA	0,486	NA	0,478	NA	0,478	NA
Teste Wald signif. global	4875***	NA	13083***	NA	14010***	NA	4878***	NA	4886***	NA	4884***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	9,883***	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. Espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	9,902***	NA	NA	NA	NA	NA

III. Diversidade, Congestionamento e Demanda Por Serviços Públicos de Saúde nos Municípios Brasileiros

RESUMO

Baseado nos modelos de determinação da demanda por bens públicos locais de Borchering e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973), este estudo analisa a provisão pública de serviços de saúde de uma amostra de municípios brasileiros no ano de 2010. O objetivo é avaliar se a diversidade da cesta de serviços prestados influencia as estimativas de efeito da população sobre a despesa pública e, conseqüentemente, as estimativas do grau de congestionamento do consumo de serviços prestados por governos locais. Essa hipótese foi formulada por Oates (1988) e é denominada "efeito zoo". Os resultados obtidos mostram que a inclusão da diversidade amplifica o efeito negativo da população sobre a despesa per capita e, por conseguinte, reduz a estimativa do grau de congestionamento dos serviços públicos de saúde, corroborando a relevância do "efeito zoo". Contudo, como a magnitude dessa redução também depende da estimativa da elasticidade-preço da demanda, que, neste estudo, é muito superior à da maior parte da literatura empírica especializada, não é possível atribuir exclusivamente ao "efeito zoo" as estimativas predominantemente elevadas de congestionamento de serviços prestados por governos subnacionais, indicativas de que se assemelham a bens tipicamente privados.

Palavras-Chave: Demanda; Saúde; Bens Públicos Locais; Escala; Diversidade; Congestionamento; "Efeito Zoo"; Municípios.

A. Introdução

Os trabalhos de Borcharding e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973) originaram uma linha de pesquisa empírica voltada à estimação de parâmetros da função de demanda por serviços públicos locais com especificação derivada da aplicação do teorema do eleitor mediano em um contexto de democracia representativa na tradição de Black (1948) e Downs (1957). Os modelos de determinação da demanda formulados por esses autores são atrativos porque permitem estimar a elasticidade-preço e elasticidade-renda da demanda e, principalmente, aferir o grau de congestionamento a que está submetida a provisão do bem público local. Isto é, permitem avaliar a intensidade da rivalidade no consumo de bens e serviços que são prestados por governos locais.

Conforme destacado em Reiter e Weichenrieder (1997), por um lado, congestionamento muito pequeno indica que o bem é quase um bem público puro, cujo consumo não é marcado por rivalidade⁵⁶: o consumo de um indivíduo praticamente independe do consumo simultâneo de outros beneficiários. Por outro, congestionamento grande sugere que o bem se assemelha a um bem privado, em que a quantidade ou qualidade disponível para o consumo de um indivíduo é muito afetada pelo consumo de terceiros. Estimativa de congestionamento mais moderada é interpretada como evidência de um bem público impuro, que é afetado por congestionamento, mas também é caracterizado por economias de escala no consumo.

Amparados nos modelos de Borcharding e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973), a evidência empírica internacional predominante sugere que bens públicos ofertados por jurisdições subnacionais (estados, províncias, departamentos, municípios, condados, comunidades, distritos, etc.) apresentam elevado grau de congestionamento. Assim como os dois trabalhos seminais, os estudos subsequentes compilados em Reiter e Weichenrieder (1997) não encontram evidência de que governos locais ofertam serviços que implicam economias de escala no consumo. Coeficientes de congestionamento elevados também são estimados em estudos mais

⁵⁶ Na acepção clássica de Samuelson (1954), que não faz considerações sobre a propriedade da excludabilidade do consumo do bem. O foco na rivalidade é adequado à análise de bens públicos locais, que podem ser vistos como casos particulares de "*club goods*", uma vez que, devido a limitações geográficas, é possível excluir pessoas que não contribuem para o financiamento da provisão do bem. De fato, considera-se que um bem público é local se pode ser consumido somente por aqueles localizados em uma determinada área geográfica. Essa restrição geográfica pode gerar congestionamento e, conseqüentemente, algum grau de rivalidade no consumo do bem público local [Hindriks, J., & Myles, G. D. (2006)].

recentes, como Pinar (2001), Guengant et al. (2002), Baudry et al. (2002), King (2007), Breuning e Rocaboy (2008) e Bates (2013).

Esses resultados levam alguns autores a questionar a necessidade de intervenção governamental [e.g., Holcombe e Sobel (1995)]. De fato, uma das justificativas para a provisão pública é o fato de que a privada seria ineficiente. Ainda que mais pessoas não diminuam o benefício percebido por nenhum indivíduo e, conseqüentemente, não impliquem um aumento do custo total com a oferta do bem, espera-se que o agente privado cobre um preço positivo para cobrir custos fixos⁵⁷, impedindo a fruição por potenciais beneficiários. Além disso, como não há necessidade de evitar o consumo de terceiros, a disposição a pagar é menor. Assim, a provisão privada de um bem público local tende a ser subótima. Porém, se de fato há intensa rivalidade no consumo do bem, este poderia ser eficientemente ofertado em mercados privados⁵⁸.

No caso da literatura nacional, toda ela relativa a municípios, os parâmetros de congestionamento estimados são sensivelmente inferiores. De maneira geral, gravitam em torno de 0,6 [Mendes e Sousa (2006a, 2006b, 2006c), Medeiros e Barcelos (2007) e Menezes et al. (2011)]. Para algumas categorias de bens públicos, Mendes e Sousa (2006c) e Menezes et al. (2011) encontram valores ainda menores, chegando mesmo a estimar coeficientes negativos. A única exceção é Sousa e Mendes (2011), que reporta um coeficiente de 0,9455 para serviços educacionais. Assim, a grande maioria das estimativas sugere que a provisão de bens públicos locais nos municípios brasileiros apresenta um grau considerável de economias de escala no consumo.

Contudo, as análises empíricas empreendidas em todos esses estudos ignoram o argumento de Oates (1988), segundo quem a diversidade da provisão pública de bens e serviços pode ter papel relevante na explicação das estimativas de parâmetros de congestionamento. Isso ocorreria por um problema de medida: como é difícil quantificar a provisão total de um bem público local, que geralmente envolve uma multiplicidade de recursos humanos e físicos de natureza singular, a maioria das análises usa a despesa pública (total ou per capita) para mensurar a demanda por bens públicos locais. Segundo Oates (1988), populações maiores estariam relacionadas a mais despesa pública não somente porque a quantidade total ofertada do bem público local deve compensar

⁵⁷ Na literatura sobre a provisão de bens públicos locais, "custos fixos" são algumas vezes denominados de "custos intramarginais" (*inframarginal costs*) [e.g., Reiter e Weichenrieder (1997)].

⁵⁸ Por clubes privados competitivos [Reiter e Weichenrieder (1999)]. A referência a clubes privados se justifica pelo fato de bens públicos locais poderem ser considerados como um caso particular de "*club goods*".

eventuais deseconomias de escala no consumo, mas também porque jurisdições mais populosas oferecem uma variedade maior de bens e serviços, o que também tende a ampliar gastos. Assim, os coeficientes de congestionamento poderiam estar refletindo, em termos de despesa pública, não exatamente custos de rivalidade no consumo causados por congestionamento, mas custos associados ao escopo da provisão. Este efeito é denominado "efeito zoo", uma vez que a disponibilização de zoológicos envolve custos fixos elevados e, por isso, somente se justificaria em municípios populosos.

Nesse sentido, conforme argumentam Mendes e Sousa (2006c) e Sousa e Mendes (2011), o "efeito zoo" poderia explicar parcialmente porque o congestionamento estimado tende a ser tão maior quanto maior o porte do governo local, resultado que obtêm a partir da análise de equações de regressão para diferentes quantis de despesa per capita de municípios brasileiros. Também poderia ser atribuído ao "efeito zoo" pelo menos parte da discrepância entre as estimativas internacionais e nacionais do coeficiente de congestionamento de serviços públicos, pois é grande a variação, entre países, da cesta de bens e serviços que compõem a oferta pública a cargo de entes subnacionais.

Poucos estudos se propõem a avaliar empiricamente a validade da hipótese do "efeito zoo" sobre as despesas públicas. Foram identificadas somente duas tentativas, todas elas incompletas, por não aprofundarem a análise da associação da relação entre população e diversidade, não testarem o efeito expansivo da diversidade sobre a despesa pública, por basearem suas conclusões em resultados não comparáveis ou não adotarem estratégias empíricas que relacionem explicitamente a determinação da despesa à diversidade.

Usando dados de 2,5 mil consórcios de municípios franceses, Frère et al. (2011) encontra evidência de que o tamanho da população dessas jurisdições está diretamente relacionado à diversidade de serviços por elas prestados. Contudo, o estudo não investiga o potencial impacto expansivo da diversidade sobre a despesa pública.

McAndrew (2015) também alega encontrar evidência de que as estimativas de congestionamento são superestimadas quando o "efeito zoo" não é considerado no caso de análises de DNA realizadas por 65 laboratórios de ciência forense no âmbito de investigações criminais do sistema judiciário estadual nos EUA. Para eliminar o "efeito zoo", o autor estima coeficientes de congestionamento usando como medidas de demanda por serviços públicos a quantidade de cada um dos quatro tipos de análises de

DNA (relatórios, casos, testes e amostras) e encontrada coeficientes sensivelmente inferiores àqueles obtidos quando considera a despesa total com análises de DNA. Essa abordagem, porém, restringe a mensuração da oferta de serviços públicos à quantidade realizada de diferentes tipos de análises, ignorando todos os outros aspectos da provisão que estão refletidos na despesa. Essa diferença de unidades de medida da provisão pública, conforme apontado em Reiter e Weichenrieder (1999), torna os resultados incomparáveis. Logo, a diferença entre os coeficientes estimados segundo os dois métodos não pode ser atribuída ao "efeito zoo". Além disso, o autor não se preocupa em testar a hipótese de que o tamanho da população beneficiada afeta a diversidade dos serviços prestados pelos laboratórios.

Este estudo se diferencia dos anteriores principalmente por adotar uma estratégia empírica cuidadosa que permite avaliar adequadamente o argumento de Oates (1988). Em primeiro lugar porque parte da evidência robusta, obtida no primeiro capítulo, de uma associação positiva entre população e diversidade de serviços públicos, baseada no controle de outros fatores explicativos e na utilização de múltiplos indicadores de diversidade, que combinam metodologias distintas e unidades de medida que refletem diferentes dimensões da provisão pública. Em segundo lugar, porque avalia se a diversidade tem efeito expansivo sobre a despesa pública e, conseqüentemente, se impacta as estimativas de congestionamento.

Uma parte da estratégia empírica considera que a determinação da diversidade do bem público local e da demanda por esse bem são autônomos. E outra parte estabelece que a determinação da demanda e da diversidade estão relacionadas. Essa segunda abordagem parece ser a mais adequada pois o argumento de Oates (1988) se baseia na hipótese de que jurisdições mais populosas têm condições de oferecer tipos de serviços mais custosos, contribuindo para expandir a despesa pública, que é utilizada como medida da demanda por bens públicos locais.

A análise empírica é feita para serviços públicos de saúde ofertados por municípios brasileiros e se baseia em dados *cross-section* relativos ao ano de 2010⁵⁹. O foco em serviços de saúde se deve principalmente à disponibilidade de dados. Ao contrário de outros serviços públicos, há dados detalhados não somente sobre gasto público, mas também sobre as diferentes dimensões da provisão pública de saúde: tipos de procedimentos médicos, profissionais, equipamentos, leitos hospitalares e

⁵⁹ Mendes e Sousa (2006c) e Oliveira et al. (2012) também analisam os determinantes da demanda por serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2010, respectivamente.

estabelecimentos do Sistema Único de Saúde – SUS disponíveis em cada município. Isso permitiu utilizar diferentes indicadores de diversidade e, conseqüentemente, apreciar que as conclusões independem da medida de diversidade considerada.

Outra razão para a escolha da saúde como objeto de análise é o grande potencial de diversidade desse serviço público em particular, uma vez que um dos princípios básicos do SUS, definido na Constituição Federal de 1988, é o da integralidade e continuidade dos cuidados. Isso implica que todos os serviços de que um doente precisa devem ser disponibilizados pelo SUS, ao menos em teoria [Gragmolati et al. (2013)]. Esse princípio de aplicação geral, porém, não se traduz em homogeneidade. É expressiva a disparidade do rol de serviços prestados nos municípios brasileiros por meio do SUS. Em média, foram realizados 58 tipos de procedimentos médicos e havia 5 especialidades de médicos, no ano de 2010, em cada município brasileiro. Mas havia casos de municípios que ofereciam 471 tipos de procedimentos e 61 especialidades médicas.

Ademais, a saúde é uma das principais rubricas de gasto público municipal. Em 2010, foi a segunda principal área de aplicação. Respondeu por 23% do total das despesas por função dos municípios brasileiros, enquanto à educação foram destinados 26%. A terceira área mais importante de gasto era urbanismo, que equivalia a 11% do total da despesa por função⁶⁰. Isso ocorre porque, na estrutura federativa brasileira, grande parte da responsabilidade pela prestação de serviços de saúde recai sobre municípios, uma vez que outro princípio do SUS consagrado na Constituição Federal de 1988 é a descentralização das ações [Piola et al. (2013)]. Em 2010, os municípios executaram R\$ 67 bilhões de despesas com saúde, com recursos próprios e de transferências intergovernamentais. Estimamos que esse montante represente 46% da despesa do setor público nacional naquele ano⁶¹. O encargo dos municípios também

⁶⁰ Despesas empenhadas da amostra de municípios que compunham a versão nº 14 do banco de dados "Finbra" relativo ao ano de 2010, em 21/03/2015, data do último acesso. O banco de dados é divulgado pela Secretaria do Tesouro Nacional e está disponível em http://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt_PT/contas-anuais

⁶¹ Fonte: Despesas empenhadas e receitas registradas na "Consolidação das Contas Públicas (Séries Temporais 2000 a 2012)", disponibilizado pela Secretaria do Tesouro Nacional – STN em <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/en/balanco-do-setor-publico-nacional-bspn->. Último acesso em 30/11/2016. Conforme mencionado nas notas explicativas que acompanham as edições anuais da consolidação das contas públicas, "[na consolidação] as transferências intergovernamentais deveriam ser eliminadas entre si para evidenciar apenas as transações externas ao setor público, porém as ferramentas de coleta de dados e o nível de padronização das contas públicas não permitem a eliminação de saldos e transações intra e intergovernamentais sem provocar imensas distorções nas demonstrações que impactam a avaliação dos usuários". Para estimar o valor das *despesas* com saúde da União e dos estados que

pode ser ilustrado pela distribuição dos estabelecimentos públicos de saúde por esfera administrativa. Dos 62.927 estabelecimentos públicos existentes em dezembro de 2010, 60.126 (96%) eram subordinados a governos municipais. Adicionalmente, a despeito do mandamento constitucional de aplicação mínima de recursos⁶², observa-se grande variação da despesa per capita em ações e serviços públicos de saúde entre os municípios brasileiros. Na amostra considerada neste estudo, varia de R\$ 96,23 a R\$ 1.901,89, com média de R\$ 390,44 e desvio-padrão de R\$ 172,73⁶³. Este estudo contribui para descortinar os aspectos capazes de explicar essa variação.

Por fim, o foco na provisão pública de saúde é interessante porque é uma área que combina bens e serviços com graus variados de publicidade (*publicness*). Em alguns casos, a intervenção governamental se justificaria não somente pela baixa rivalidade no consumo, mas também para evitar uma provisão socialmente subótima decorrente do problema do carona associado à não excludabilidade e à geração de externalidades positivas de determinadas atividades.

Informações de saúde e educação em saúde geral são exemplos de serviços de saúde que podem ser classificados como bem públicos praticamente puros, já que são marcados por pouca ou nenhuma rivalidade e grande dificuldade de exclusão no consumo. Controle de vetores de doenças e vigilância em saúde (sanitária e epidemiológica) também apresentam baixa rivalidade, mas podem ter benefícios geograficamente limitados, podendo ser tomados como exemplos de bens públicos locais. O tratamento de doenças contagiosas e imunização em grande escala são caracterizados por rivalidade no consumo, mas são fontes de externalidades positivas significativas. Por sua vez, de maneira geral, cuidados curativos (em oposição a cuidados preventivos) e reabilitadores são essencialmente bens privados. Mesmo nesses casos, porém, a intervenção governamental pode ser defendida para corrigir ou compensar falhas no mercado de seguros de saúde e para subsidiar consumidores pobres

constituem transferências intergovernamentais, utilizamos o valor das *receitas* com transferências informadas por estados e municípios.

⁶² Incluído pela Emenda Constitucional nº 29, de 2000, que, entretanto, só veio a ser regulamentada pela Lei Complementar nº 141, de 13 de janeiro de 2012.

⁶³ Despesa liquidada com saúde, à exceção de gastos correntes com pessoal inativo (aposentados e pensionistas). A fonte dos dados é o Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde – SIOPS, em <http://siops-asp.datasus.gov.br/CGI/deftohtm.exe?SIOPS/serhis/municipio/mIndicadores.def>. último acesso em 11/05/2016.

com limitada capacidade de pagamento (baseado no princípio de que a saúde é um bem meritório)⁶⁴.

Este estudo se concentra em estimar empiricamente o grau de rivalidade como efeito do congestionamento e, nesse sentido restrito, fornece evidência quanto à predominância de bens e serviços de natureza privada na oferta pública de saúde dos municípios brasileiros.

Este capítulo está organizado em cinco seções. A primeira é esta introdução. A segunda seção descreve o modelo teórico que serve de base à análise da demanda por bens públicos locais e detalha o "efeito zoo" de Oates (1988). A terceira apresenta os dados e descreve a estratégia empírica. A quarta examina se a diversidade tende a ampliar a despesa pública com saúde, estima o grau de congestionamento dos serviços públicos de saúde e verifica se essa estimativa é realmente afetada pela diversidade dos serviços prestados. A quinta e última seção apresenta as principais conclusões da análise empírica e as limitações do estudo.

B. Modelo Teórico

Nesta seção, apresentamos o modelo teórico de determinação do nível da demanda por bens públicos locais que fundamenta a análise empírica aplicada à provisão de serviços públicos de saúde dos municípios brasileiros. O modelo utilizado é inspirado em Borcharding e Deacon (1972), Bergstrom e Goodman (1973) e Sousa e Mendes (2011). Nele, é o eleitor mediano, identificado como o eleitor com a renda mediana, quem decide a demanda pelo bem público local.

Seja $i = 1, \dots, M$ um município qualquer. Sua restrição orçamentária é dada por:

$$c_i E_i = A_i + T_i \quad (2)$$

em que c_i é o custo marginal de provisão do bem público local, E_i é a quantidade total ofertada de bem público local, A_i é o valor total das transferências intergovernamentais (recebidas da União e dos Estados) e T_i é a arrecadação tributária do município.

Assume-se que a provisão do bem público local pode sofrer com congestionamento. Neste caso, o consumo de um indivíduo reduz a quantidade

⁶⁴ Discussões sobre a natureza dos diferentes serviços de saúde e a necessidade e formas de intervenção governamental podem ser encontradas em Musgrove (1996) e Burki et al. (1999).

disponível para os demais. Isto é, assume-se que o consumo do bem público local pode apresentar algum grau de rivalidade, o que caracteriza um bem público impuro. Essa possibilidade é formalizada na seguinte função de consumo⁶⁵:

$$e_i = N_i^{-\gamma} E_i \quad (3)$$

em que e_i é a quantidade do bem público consumida por cada habitante (inclusive pelo eleitor mediano), N_i é quantidade total de habitantes e $-\gamma$ é a elasticidade do consumo individual do bem público em relação à quantidade total de habitantes do município (mantendo-se E_i constante). Este último parâmetro indica a variação percentual de E_i necessária para se manter e_i constante em caso de um aumento de 1% de N_i e, por isso, mede o grau de rivalidade no consumo do bem público local. Na literatura especializada, é denominado de parâmetro de rivalidade (*rivalry*), congestionamento (*congestion*), aglomeração (*crowding*), capturabilidade (*capturability*) ou publicidade (*publicness*).

Caso $\gamma = 0$, o consumo de cada habitante independe da quantidade de habitantes dos municípios, o que caracteriza um bem público puro no sentido de Samuelson. Caso $\gamma = 1$, cada habitante consome somente uma fração $1/N_i$ da provisão total e o bem é, então, tão rival quanto um bem privado. Valores entre zero e unidade indicam tratar-se de um bem público impuro, em que há congestionamento, mas também economias de escala no consumo [Reiter e Weichenrieder (1997)]. Nos extremos, se $\gamma < 0$ ou $\gamma > 1$, trata-se de um bem em cujo consumo predomina o efeito *camaraderie* ou o supercongestionamento (*gridlock*), respectivamente [Reiter e Weichenrieder (1999), Mendes e Sousa (2006c) e Guengant et al. (2002)]. Cumpre notar que o parâmetro de congestionamento é constante neste modelo. Em particular, independe do tamanho da população N_i e da quantidade ofertada de bem público local E_i .

A restrição orçamentária do eleitor mediano do município i é dada por:

$$Y_i = C_i + \frac{T_i}{N_i} \quad (4)$$

⁶⁵ Essa formulação da função de consumo corresponde ao que Reiter e Weichenrieder (1999) denominam de "métrica proporcional" de mensuração da quantidade do bem público consumida por cada indivíduo, e_i .

em que Y_i é a renda própria do eleitor mediano (exogenamente determinada) e C_i é o valor do consumo de um bem privado com preço normalizado para unidade e T_i/N_i é a parcela da arrecadação tributária que recai sobre o eleitor mediano, que, como em Borchering e Deacon (1972), definimos ser correspondente à arrecadação tributária per capita do município.

Combinando e rearranjado (2), (3) e (4), obtemos a expressão da renda total que o eleitor mediano tem disponível para alocar no consumo do bem privado e do bem público local:

$$Y_{ai} = C_i + c_i N_i^{\gamma-1} e_i \quad (5)$$

em que Y_{ai} é a renda própria do eleitor mediano acrescida de uma parcela do valor correspondente às transferências intergovernamentais per capita. Essa expressão também explicita o preço do bem público local, seu *tax price*, que leva em consideração não somente o custo marginal de provisão, mas também o efeito do congestionamento:

$$p_i = c_i N_i^{\gamma-1} \quad (6)$$

Sujeito a (4), o eleitor mediano de cada município busca maximizar sua utilidade, que depende das quantidades consumidas do bem privado e do bem público local:

$$u(C_i, e_i) = u(Y_{ai} - p_i e_i, e_i) \quad (7)$$

Adotando-se a hipótese de que a maximização de (7) resulta em uma função de demanda do bem público local com elasticidades-preço δ e renda η constantes, obtemos a seguinte representação da demanda do eleitor mediano de um município qualquer:

$$e_i = m p_i^\delta Y_{ai}^\eta = m [c_i N_i^{\gamma-1}]^\delta Y_{ai}^\eta \quad (8)$$

em que m é uma constante. Para expressar a demanda do eleitor mediano em termos de despesa per capita, multiplica-se ambos os lados de (8) pelo preço do bem público⁶⁶, obtendo-se:

$$d_i = p_i e_i = m p_i^{1+\delta} Y_{ai}^\eta = m [c_i N_i^{\gamma-1}]^{1+\delta} Y_{ai}^\eta \quad (9)$$

Ainda inspirados por Borchering e Deacon (1972), assumimos que o custo pode ser expresso por uma função da forma $c_i = c\psi_i$, em que c é constante e interpretado como o custo marginal máximo de provisão do bem público local nos municípios brasileiros e $\psi_i \in [0,1]$ é um indicador que reflete as diferenças relativas de custo entre eles. Desta forma, promovendo uma transformação logarítmica da equação (9) e rearranjando os termos, chegamos a:

$$\ln d_i = \ln m + (1 + \delta) \ln c + (\gamma - 1)(1 + \delta) \ln N_i + (1 + \delta) \ln \psi_i + \eta \ln Y_{ai} \quad (10)$$

Finalmente, agregando um vetor de características adicionais do município, x_i , que podem influenciar as preferências do eleitor mediano e renomeando os coeficientes associados às variáveis, a guisa de simplificação, chegamos à equação que será utilizada na análise empírica da demanda por serviços públicos de saúde:

$$\ln d_i = \beta_0 + \beta_1 \ln N_i + \beta_2 \ln \psi_i + \beta_3 \ln Y_{ai} + \sum_k \beta_k \ln x_{ik} \quad (11)$$

em que $\beta_0 = \ln m + (1 + \delta) \ln c$ é o termo constante, $\beta_1 = (\gamma - 1)(1 + \delta)$ é a elasticidade da despesa per capita em relação à população, $\beta_2 = (1 + \delta)$ é a elasticidade da despesa per capita em relação ao indicador de custo de provisão do bem público local (que corresponde a unidade somada à elasticidade-preço da demanda) e $\beta_3 = \eta$ é a elasticidade da despesa per capita em relação à renda do eleitor mediano (que corresponde à elasticidade-renda da demanda). É importante perceber que o parâmetro de congestionamento γ é determinado conjuntamente pela elasticidade da despesa per capita em relação à população β_1 e pela elasticidade-preço da demanda δ : $\gamma = (1 + \beta_1 + \delta)/(1 + \delta)$.

⁶⁶ Note que $d_i = c_i E_i / N_i = c_i N_i^\gamma e_i / N_i = c_i N_i^{\gamma-1} e_i = p_i e_i$

Entre as variáveis do vetor x_k está uma medida da diversidade dos serviços públicos de saúde prestados no município, que denominamos r_i . Esta variável foi incluída com o objetivo de controlar o "efeito zoo" descrito por Oates (1988). Segundo esse autor, determinados tipos de bens públicos locais são caracterizados por elevada indivisibilidade. Isto é, a provisão da primeira unidade do bem é muito custosa. É o caso de zoológicos, mas também de serviços médicos que requerem uma combinação mínima de instalações (edificações e leitos), equipe de profissionais e equipamentos para serem prestados, por exemplo. Supondo que as decisões de gasto público têm em vista a regra de eficiência alocativa de Samuelson, esse tipo de bem tende a ser disponibilizado pelo gestor municipal se o benefício marginal total da primeira unidade do bem público – i.e., a soma das taxas marginais de substituição entre os bens privados e o público de cada um dos beneficiários – pelo menos se iguala ao custo marginal de provisão da primeira unidade do bem público. A probabilidade de essa condição ser satisfeita é tão maior quanto maior for o contingente de beneficiários. Ou seja, somente municípios populosos o suficiente tenderiam a ofertar tipos particularmente custosos de bens públicos. Assim, o esperado é que quanto mais populoso o município, maior o nível de despesa pública. Não somente porque oferecem maior quantidade do bem público local, cujo consumo está sujeito a congestionamento, mas também porque prestam serviços mais diversificados.

O "efeito zoo" é relevante para a análise empírica da determinação da demanda por bens públicos locais porque a despesa pública é utilizada como medida da demanda e, por conseguinte, para avaliação do grau de congestionamento. Como pode ser observado na equação (3), que estabelece a relação entre a população, N_i , e as quantidades ofertadas do bem público, E_i e e_i , se estas últimas pudessem ser precisamente mensuradas em termos físicos, o grau de congestionamento no consumo do bem público seria corretamente identificado.

Em alguns casos, é possível quantificar dimensões isoladas da oferta de bens públicos. No caso da saúde, por exemplo, pode-se mensurar a quantidade de médicos, enfermeiros, estabelecimentos, equipamentos e leitos colocados à disposição da população. Entretanto, essas dimensões não necessariamente refletem adequadamente a totalidade da provisão pública, caracterizada pelo emprego de recursos cujo uso não é registrado em bancos públicos de dados de fácil acesso, como o consumo de energia elétrica e água, o uso de medicamentos e materiais de enfermagem e o tempo gasto em consultas e exames médicos. Além disso, ainda que se considere que as dimensões

disponíveis, quando combinadas, são uma boa aproximação da oferta pública total, elas têm natureza distinta e, portanto, não podem ser agregadas. Logo, a opção por quantidades físicas dificulta a análise da provisão pública em sua totalidade e, por isso, costuma-se recorrer ao valor gasto com a oferta de determinado tipo de serviço público, uma informação comum em de registros de contabilidade pública.

Mais especificamente, o ideal seria revelar os parâmetros da equação (8), mas, de maneira geral, somente conseguimos estimar a equação (9). Assim, se a população afeta a despesa pública também por meio da diversidade, a estimativas tradicionais do impacto da população sobre a demanda superestimam o efeito do tamanho da população sobre quantidade total ofertada do bem público e, conseqüentemente, superestimam também o grau de rivalidade no consumo do bem público local. Em última instância, podem ser distorcidas as conclusões acerca da natureza do bem público prestado pelo governo local: estimativas elevadas do coeficiente de congestionamento comumente encontradas na literatura especializada não seriam indicação de um bem público impuro quase privado, mas conseqüência da desconsideração do efeito expansivo da diversidade sobre a despesa pública.

Para ilustrar o viés causado pelo "efeito zoo", Oates (1988) propõe o seguinte exercício. Suponha que a despesa pública total em saúde D_i é uma função contínua da quantidade total ofertada de serviços públicos de saúde E_i e da diversidade desses serviços r_i :

$$D_i = f(E_i, r_i) \quad (12)$$

em que $\partial D_i / \partial E_i > 0$ e $\partial D_i / \partial r_i > 0$. Como, também por hipótese, tanto E_i quanto r_i são diretamente relacionadas à população N_i , pode-se postular que $E_i = g(N_i)$ e $r_i = h(N_i)$, em que $g'(N_i) > 0$ e $h'(N_i) > 0$. A derivada total de (12) é, então, dada por

$$dD_i/dN_i = (\partial D_i / \partial E_i)g'(N_i) + (\partial D_i / \partial r_i)h'(N_i) \quad (13)$$

em que os dois termos no lado direito da equação são positivos. Se as variáveis estão todas em forma logarítmica, fica claro que a elasticidade da despesa em relação à população corresponde à soma da elasticidade da despesa em relação à quantidade total ofertada – que está efetivamente associada ao grau de congestionamento que afeta o

consumo do bem público local – com a elasticidade da despesa em relação ao escopo da provisão do bem público local.

Como o interesse principal é avaliar o grau de congestionamento da provisão de bens públicos locais, o objetivo é obter $(\partial D_i / \partial E_i) g'(N_i)$. Entretanto, como literatura que usa despesas públicas como medida de demanda não considera a diversidade dos bens públicos na especificação da equação (10), acaba por estimar simplesmente dD_i/dN_i , que inclui o efeito do escopo $(\partial D_i / \partial r_i) h'(N_i)$. Outra potencial consequência da omissão da diversidade, é o viés em todas as estimativas dos parâmetros da equação (11), e não apenas naqueles associados à variável população. De fato, se a diversidade realmente afeta a despesa pública e é correlacionada com a população, as análises empíricas tradicionais sofrem de problema de endogeneidade causada por variável omitida.

A próxima seção examina se a diversidade tende a ampliar a despesa pública com saúde, estima coeficientes de congestionamento para os serviços públicos de saúde e verifica se essas estimativas são significativamente afetadas pela incorporação da diversidade à análise.

C. *Dados e Estratégia Empírica*

A análise empírica baseia-se em uma amostra de dados *cross-section* 5.243 municípios brasileiros relativos ao ano de 2010⁶⁷. Uma única especificação, correspondente à equação (11), apresentada na seção anterior, é utilizada em todos os modelos econométricos discutidos nesta seção.

No lado esquerdo da equação, a variável dependente é o nível da demanda do eleitor mediano por serviços públicos municipais de saúde (*Demanda*), representada pela despesa pública per capita com saúde do município no ano de 2010. Em termos contábeis, a despesa corresponde à despesa orçamentária (total) liquidada, o que compreende gastos correntes e de capital com atividades que foram efetivamente realizadas – mas não necessariamente pagas – naquele ano, à exceção de gastos correntes com pessoal inativo (aposentados e pensionistas). Esta é uma característica que merece ser destacada, uma vez que os demais estudos aplicados à análise da demanda por bens públicos locais no Brasil não excluem gastos com inativos e,

⁶⁷ Os dados de algumas poucas variáveis de controle referem-se ao ano de 2009.

portanto, acabam por representar a demanda de um dado ano com uma medida de despesa que reflete também a demanda de anos anteriores.

A fonte dos dados de despesa municipal em saúde é o Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde – SIOPS, mantido pelo Ministério da Saúde⁶⁸. A população utilizada como denominador é a população residente no município em 2010, conforme apurada pelo Censo do IBGE.

No lado direito da equação estão três variáveis explicativas de interesse, que, assim como a despesa per capita, decorrem do modelo de determinação da despesa pública local apresentado na seção anterior. A primeira é a população residente no município (*Pop*). O parâmetro da população, $\beta_1 = (\gamma - 1)(1 + \delta)$, não tem sinal definido pelo modelo teórico, uma vez que tem efeitos contraditórios sobre a despesa pública. Supondo que o preço pago pelo bem público não se altera e que o bem está sujeito a congestionamento, a manutenção dos níveis individuais de consumo requer despesas per capita maiores para populações maiores. Contudo, se não há congestionamento, mais pessoas significam um *tax price* menor, uma vez que o custo passa a ser dividido por um grupo maior de contribuintes. Então, tudo o mais constante, isso se traduz em menos despesa por habitante para manter o mesmo nível de consumo individual do bem público.

A segunda é o indicador de custo de provisão do serviço público de saúde, que denominamos de *Custo*. Definimos essa variável como a razão entre a receita tributária do município, composta por tributos de sua competência (ISSQN, IPTU e taxas), e a receita orçamentária do município, que considera todas as suas receitas, inclusive transferências intergovernamentais e receitas com operações de crédito. Portanto, a variação do grau de esforço tributário é tomada como uma medida das diferenças de custo da provisão de serviços públicos nos municípios. O custo de provisão é maior em municípios que se esforçam mais para arrecadar tributos municipais de seus cidadãos.

A utilização desse indicador se baseia no argumento de que custos de provisão mais elevados levam os gestores públicos municipais a melhor explorar a base tributária local. Municípios com custos relativamente baixos podem se dar ao luxo de financiar a provisão de bens públicos basicamente com transferências intergovernamentais. Além disso, o indicador de custo parece particularmente adequado ao contexto federativo brasileiro, em que grande parte da receita municipal é derivada de transferências

⁶⁸ Mais informações em <http://portalsaude.saude.gov.br/index.php/o-ministerio/principal/siops>

recebidas de esferas superiores de governo, de forma que o eleitor mediano percebe diretamente somente uma fração do custo total de financiamento da oferta de serviços pela prefeitura. De acordo com o indicador, quanto maior a proporção das receitas do município que são derivadas de tributos tipicamente municipais, maior o custo do bem público percebido para o eleitor mediano daquele município.

Uma vez obtido o coeficiente associado ao custo de provisão dos serviços públicos de saúde, β_2 , derivamos o coeficiente indicativo da elasticidade-preço da demanda por serviços públicos de saúde, $\delta = 1 - \beta_2$. Espera-se que a elasticidade-preço da demanda seja negativa.

Da elasticidade da despesa per capita em relação à população e ao custo de provisão (ou, de forma equivalente, da elasticidade-preço da demanda), é derivado o parâmetro de congestionamento dos serviços de saúde, $\gamma = (1 + \beta_1 + \delta)/(1 + \delta)$, definido como a elasticidade do nível de consumo individual do bem público em relação ao tamanho da população. Parâmetros estimados de congestionamento próximos a unidade indicam que o consumo do bem público é tão rival quanto o consumo de bem privado. Isto é, o consumo do bem público por um cidadão efetivamente reduz a quantidade disponível para os demais. Quanto mais próximo de zero, mais o consumo individual independe do tamanho do grupo de beneficiários e, portanto, maior a semelhança com um bem público puro.

A terceira é a renda total do eleitor do eleitor mediano (*Renda*), que corresponde à renda mediana somada a uma parcela das transferências intergovernamentais per capita recebidas pelo município. Seguindo os exemplos de Mendes e Sousa (2006a, 2006b e 2006c), Menezes et al. (2011) e Sousa e Mendes (2011), essa parcela é medida como a razão entre a renda mediana e a renda média. Se os serviços públicos de saúde são um bem normal, espera-se que a estimativa da elasticidade-renda seja positiva.

Há ainda uma quarta variável explicativa de interesse, que, entretanto, não faz parte dos modelos originais de Borchering e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973). Trata-se da diversidade dos bens públicos locais ofertados à população (*Div*), que, segundo Oates (1988), deve afetar positivamente a despesa pública. Isso porque determinados tipos de bens têm elevada indivisibilidade, de forma que a provisão da primeira unidade tem um custo substancial. Conforme destacado anteriormente, ainda de acordo com Oates (1988), somente em municípios com população grande o suficiente, é possível reunir capacidade de pagamento que justifique a despesa nesse tipo de bem. É o caso de zoológicos e, por isso, este fenômeno é denominado "efeito

zoo". Mas também pode ser o caso de determinados serviços saúde que, por exigirem uma combinação mínima de procedimentos complexos, equipes de profissionais qualificados, leitos apropriados, instalações sofisticadas e equipamentos modernos, necessitam de grande dispêndio público para serem ofertados. A variável de diversidade (*Div*) assume os valores de um dos sete indicadores de diversidade de serviços públicos de saúde apresentados no capítulo anterior.

O cerne do interesse de Oates (1988) é a consequência de uma potencial relação direta entre população, diversidade e despesa pública sobre a estimativa do parâmetro de congestionamento de bens públicos locais: se a relação de fato existe, são viesadas as estimativas baseadas em equações de regressão da despesa que não contemplam a diversidade. Estas estariam identificando como congestionamento uma estimativa que mistura os efeitos da população sobre a quantidade total ofertada do bem público – que está associada ao grau de congestionamento – e da diversidade. Nesse sentido, para verificar a existência e magnitude do eventual viés, serão também estimadas equações de regressão que excluem diversidade (*Div*) do rol de variáveis explicativas.

Além das quatro variáveis explicativas de interesse, o lado direito da equação de regressão contém um intercepto e um conjunto de 20 variáveis de controle de características socioeconômicas, localização geográfica, gestão pública e contexto político que podem influenciar as preferências do eleitor mediano e, conseqüentemente, o nível da demanda por serviços públicos de saúde. São variáveis que costumam ser consideradas em estudos empíricos sobre a demanda por bens públicos locais, como: Mendes e Sousa (2006a, 2006b) e Menezes et al. (2011), que tratam de despesas agregadas de municípios brasileiros; Sousa e Mendes (2011) e Medeiros e Barcelos (2007), que focam a análise em despesas com educação de municípios brasileiros; Mendes e Sousa (2006c) e Oliveira et al. (2012), sobre despesas com saúde de municípios brasileiros; Borcharding e Deacon (1972), Santerre (1985), Bates e Santerre (2008, 2013), que analisam despesas com saúde pública de governos subnacionais nos EUA; e Bergstrom e Goodman (1973), que focam em despesas correntes de municípios nos EUA.

Acredita-se que a inclusão desse rol de variáveis confere maior robustez aos resultados deste estudo, além de melhorar a comparabilidade destes com aqueles com obtidos pelos estudos empíricos mencionados. Esta última é particularmente importante por estarmos interessados em identificar um eventual viés nas estimativas geradas pela literatura empírica anterior a este estudo, que omite a variável de diversidade dos bens

públicos locais da análise e, portanto, ignora a existência do "efeito zoo". A Tabela 14, a seguir, lista e descreve as variáveis que integram a equação de regressão do nível da demanda por serviços públicos municipais de saúde.

TABELA 14 - DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DA DEMANDA

#	Variável	Descrição	Fonte	Ano(s) de referência
<u>Dependente</u>				
1	Demanda por serviços públicos de saúde	É a despesa pública per capita com saúde. Corresponde à soma de despesa liquidada (isto é, que financiou atividades efetivamente realizadas, mas não necessariamente pagas) de capital e correntes, à exceção de gastos correntes com inativos (aposentados e pensionistas). O denominador é a população residente no município	SIOPS e Censo IBGE	2010
<u>Explicativas</u>				
1	População	População residente no município	Censo IBGE	2010
2	Indicador de custo de provisão do serviço público	É a razão entre a receita tributária (receita própria) e a receita orçamentária (receita total) do município.	Finbra STN	2010
3	Renda total do eleitor mediano	É o rendimento nominal mediano mensal de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento somado à parcela das transferências intergovernamentais per capita que são apropriadas pelo eleitor mediano. Essa parcela corresponde à razão entre o rendimento nominal mediano mensal e o médio de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento.	Censo IBGE e Finbra STN	2010
4	Diversidade do serviço público de saúde	Indicador de diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde. São sete indicadores distintos: <i>DivQuantProced</i> , <i>DivQuantEstab</i> , <i>DivQuantMed</i> , <i>DivQuantRelEquip</i> , <i>DivQuantProcedS&W</i> , <i>DivValorProcedSimpson</i> e <i>DivQuantLeitoP&T</i> , conforme descritos na Tabela 1	DataSUS	2010
<u>Controles</u>				
1	Densidade demográfica	Razão entre a população e a área territorial do município	Censo e Org-território IBGE	2010
2	Proporção de residentes estáveis	Razão entre a quantidade de pessoas que tinham mais de 5 anos ininterruptos de residência no município e a população do município	Censo IBGE	2010

#	Variável	Descrição	Fonte	Ano(s) de referência
3	Taxa média anual de variação da população	Taxa média anual de variação composta (CAGR) da população do município entre 1991 e 2010	Censo IBGE	2010 e 1991
4	Grau de urbanização	Razão entre a quantidade de pessoas residentes na área urbana e a população do município	Censo IBGE	2010
5	Proporção de crianças e jovens	Razão entre a quantidade de pessoas de até 17 anos de idade e a população residente no município	Censo IBGE	2010
6	Proporção de idosos	Razão entre a quantidade de pessoas de 65 anos ou mais de idade e a população do município	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
7	Proporção de não brancos	Razão entre a quantidade de pessoas que se declaram pretas, amarelas, indígenas e pardas e a população do município	Censo IBGE	2010
8	Taxa de ocupação	Razão entre a quantidade de pessoas de 18 anos ou mais de idade que estavam ocupadas e a quantidade de pessoas nessa faixa etária que integravam a população economicamente ativa (PEA) do município	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
9	Grau de pobreza	Razão entre a quantidade de pessoas com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 255,00 mensais, em reais de agosto de 2010, equivalente a 1/2 salário mínimo nessa data, e a quantidade de moradores em domicílios particulares permanentes do município	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
10	Desigualdade de renda	Razão entre o rendimento nominal mediano mensal e o médio de pessoas de 10 anos ou mais de idade com algum rendimento	Censo IBGE	2010
11	Esperança de vida	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento, se permanecerem constantes ao longo da vida o nível e o padrão de mortalidade por idade prevalentes no ano do Censo	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
12	Mortalidade infantil	Número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada mil crianças nascidas vivas	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
13	<i>Dummy</i> consórcio saúde	Assume valor igual a unidade, caso o município participe de consórcio intermunicipal de saúde, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
14	<i>Dummy</i> prefeito coligação PSDB	Assume valor igual a unidade, caso o prefeito fosse de partido que viria a integrar a coligação "O Brasil Pode Mais", encabeçada pelo PSDB, na eleição presidencial de 2010, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
15	<i>Dummy</i> prefeito coligação PT	Assume valor igual a unidade, caso o prefeito fosse de partido que viria a integrar coligação "Para o Brasil Seguir Mudando", encabeçada pelo PT, na eleição presidencial de 2010, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
16	<i>Dummy</i> capital estadual	Assume valor igual a unidade, caso o município seja uma capital estadual, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010

#	Variável	Descrição	Fonte	Ano(s) de referência
17	<i>Dummy</i> região Norte	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Norte, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
18	<i>Dummy</i> região Nordeste	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Nordeste, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
19	<i>Dummy</i> região Sudeste	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Sudeste, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
20	<i>Dummy</i> região Sul	Assume valor igual a unidade, caso o município esteja localizado na região Sul, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010

Fonte: Elaborada pelos autores.

Assim, a equação em que estão baseados os modelos de regressão linear do nível da demanda por serviços públicos de saúde é:

$$\ln Demanda = \beta_0 + \beta_1 \ln Pop + \beta_2 \ln Custo + \beta_3 \ln Renda + \beta_4 \ln Div + \sum_{k=5}^{24} \beta_k \ln x_k + u \quad (14)$$

em que *Demanda* é um vetor coluna contendo valores da despesa pública per capita com saúde, *Pop* é um vetor coluna de contingentes populacionais, *Custo* é um vetor coluna com o indicador de custo de provisão do serviço público de saúde dos municípios, *Renda* é um vetor coluna contendo a renda total do eleitor mediano de cada município, *Div* é um vetor coluna com os valores relativos a um dos sete indicadores de diversidade dos serviços públicos de saúde – *DivQuantProced*, *DivQuantEstab*, *DivQuantMed*, *DivQuantRelEquip*, *DivQuantProcedS&W*, *DivValorProcedSimpson* e *DivQuantLeitoP&T* –, x_k representa o conjunto de vetores coluna das 20 variáveis de controle⁶⁹ e u é um vetor coluna de termos de erro estocástico. Todos os vetores têm dimensão igual a $M = 5.243$. A especificação do tipo log-log linear decorre do modelo de determinação do nível da demanda municipal por serviços públicos apresentado na seção anterior, e implica que os coeficientes escalares β_k correspondem a elasticidades⁷⁰, o que é particularmente interessante, tendo-se em vista que os indicadores de diversidade não têm a mesma unidade de medida. A elasticidade-preço da demanda é dada por $\delta = \beta_2 - 1$, a elasticidade-renda é $\eta = \beta_3$ e o coeficiente

⁶⁹ Note que o vetor de variáveis de controle inclui variáveis *dummy*, que não são transformadas por logaritmos.

⁷⁰ A não ser para o intercepto e as variáveis *dummy*, que não são transformadas por logaritmos.

escalar correspondente ao grau de congestionamento da provisão pública municipal de serviços de saúde é dado por $\gamma = (1 + \beta_1 + \delta)/(1 + \delta)$.

A Tabela 15, abaixo, apresenta as estatísticas descritivas das variáveis que compõem a equação de regressão (14), ainda não transformadas por logaritmos.

TABELA 15 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO DA DEMANDA

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Coef. de variação (%)
<u>Dependente</u>					
Despesa pública per capita com saúde	390	347	96	1.902	44
<u>Explicativa</u>					
População	34.312	10.927	805	11.253.503	600
Indicador do custo de provisão do serviço público(%)	5,927	3,933	0,046	68,597	96
Renda total do eleitor mediano	1.753	1.634	625	9.936	33
<i>DivQuantProced</i>	57,801	43,000	1,000	471,000	97
<i>DivQuantEstab</i>	8,792	8,000	1,000	53,000	66
<i>DivQuantMed</i>	4,981	3,100	0,100	61,100	142
<i>DivQuantRelEquip</i>	4,081	3,805	0,051	11,042	50
<i>DivQuantProcedS&W</i>	2,184	2,193	0,0003	4,189	26
<i>DivQuantValorSimpson</i>	15,028	12,226	1,000	72,413	78
<i>DivQuantLeitoP&T</i>	0,036	0,001	0,001	0,465	240
<u>Controle</u>					
Densidade demográfica	109,890	24,440	0,131	13.025	529
Proporção de residentes estáveis (%)	87,901	89,333	33,117	98,980	7
Taxa média anual de variação da população (%)	7,894	7,714	0,885	32,538	21
Grau de urbanização (%)	64,051	64,944	4,179	100,000	34
Proporção de jovens (%)	31,370	30,711	16,592	72,177	18
Proporção de idosos (%)	8,414	8,400	1,460	20,420	29
Proporção de não brancos (%)	52,735	57,150	0,840	99,140	46
Taxa de ocupação (%)	93,816	94,360	61,550	100,000	4
Grau de pobreza (%)	43,624	41,740	1,970	91,570	51
Desigualdade de renda (%)	76,661	71,788	34,085	127,990	23
Esperança de vida	73,128	73,500	65,300	78,640	4
Mortalidade infantil	19,139	16,900	8,490	46,800	37
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,420	0	0	1	118
<i>Dummy</i> prefeito coligação PSDB	0,335	0	0	1	141
<i>Dummy</i> prefeito coligação PT	0,539	1	0	1	93
<i>Dummy</i> capital estadual	0,005	0	0	1	1.417
<i>Dummy</i> região Norte	0,080	0	0	1	340
<i>Dummy</i> região Nordeste	0,316	0	0	1	147
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,306	0	0	1	151
<i>Dummy</i> região Sul	0,213	0	0	1	192

Fonte: Elaborada pelos autores com dados do IBGE, do PNUD, da STN e do Ministério da Saúde.

Equações de regressão de demanda do tipo (14) são estimadas para os diferentes indicadores e modelos econométricos. O primeiro modelo estima a equação (14) por meio de mínimos quadrados ordinários – OLS. O segundo modelo também usa OLS, mas considera a estimativa da matriz de covariância dos coeficientes estimados robusta à presença de erros com qualquer tipo de heterocedasticidade proposta por MacKinnon e White (1985). Denominamos esse segundo modelo de OLS HC. O terceiro é um modelo de erros espaciais – SEM, em que $u = \rho Wu + \xi$, em que $\xi \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_{M \times M})$, W é a matriz quadrada de pesos espaciais, que considera vizinhos os municípios distantes até 50 km um do outro, e ρ é um coeficiente escalar que indica a intensidade da autocorrelação espacial dos erros estocásticos. O vetor coluna de "defasagem" espacial Wu corresponde a médias simples dos erros de cada um dos municípios vizinhos. O parâmetro ρ é primeiro estimado por máxima-verossimilhança e sua estimativa $\hat{\rho}$ é utilizada para obter a estimativa da matriz de covariância dos erros em que se baseará a estimação dos coeficientes β_k por mínimos quadrados generalizados factíveis – FGLS⁷¹, que é um estimador assintoticamente eficiente [Anselin (1988), Lesage e Pace (2009) e Ywata e Albuquerque (2011)].

O quarto modelo econométrico, que denominamos OLS HAC, estima os coeficientes da equação (14) por mínimos quadrados ordinários utilizando a estimativa de matriz de covariância robusta a erros com heterocedasticidade e autocorrelação espacial arbitrárias proposta por Conley (1999). O primeiro, o segundo e o quarto modelos produzem as mesmas estimativas dos parâmetros da equação (14), todas elas consistentes em caso de não haver, no lado direito, variável endógena (regressor não ortogonal ao erro) e multicolinearidade perfeita (posto completo). A diferença entre eles reside nos resultados associados a inferência estatística, como o nível de significância estatística, isolada ou conjunta, dos parâmetros estimados. O terceiro modelo, porém, apresenta estimativas – também consistentes, sob as mesmas hipóteses – e resultados de inferência estatística diferentes dos demais.

O quinto e sexto modelos partem do princípio que a equação do nível da demanda por serviços públicos de saúde⁷² não é autônoma, mas está relacionada à equação da diversidade dos serviços prestados pelo município⁷³, apresentada no capítulo anterior, formando um sistema de equações lineares:

⁷¹ *Feasible Generalized Least Squares*.

⁷² Equação (14).

⁷³ Equação (1).

$$\begin{cases} \ln Demanda = \beta_0 + \beta_1 \ln Pop + \beta_2 \ln Custo + \beta_3 \ln Renda + \beta_4 \ln Div + \sum_{k=5}^{24} \beta_k \ln x_k + u \\ \ln Div = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Pop + \alpha_2 \ln Custo + \alpha_3 \ln Renda + \sum_{k=4}^{23} \alpha_k \ln x_k + \sum_{k=24}^{65} \alpha_k \ln z_k + \epsilon \end{cases}$$

Em comparação a estimativas de equações separadas, modelos econométricos que estabelecem uma relação dependência entre nível da demanda e diversidade são mais coerentes o "efeito zoo" de Oates (1988), que argumenta que demanda e diversidade estão relacionadas por meio da variável população: quanto maior o tamanho da população, maior a diversidade dos bens públicos locais e, conseqüentemente, maior a despesa pública, que é a medida da demanda do eleitor mediano por bens públicos locais. Portanto, tendo-se esse modelo teórico em mente, a abordagem de sistemas de equações parece ser mais apropriada para a análise do congestionamento da provisão pública de bens públicos locais.

O quinto modelo postula que a relação entre as equações é indireta: para um dado município, os erros das duas equações podem estar correlacionados, pois fatores ignorados que influenciam os erros da diversidade dos serviços de saúde podem afetar também os termos de erro da equação de nível da demanda pelos serviços de saúde e vice-versa. Se esse tipo de dependência de fato existe, a estimação separada das equações por mínimos quadrados ordinários não é eficiente. A alternativa assintoticamente eficiente é estimar as duas equações conjuntamente por meio de FGLS, que incorpora a correlação entre erros das duas equações, para uma dada observação⁷⁴, na estimação da matriz de covariância dos erros empilhados das duas equações⁷⁵. Este modelo é denominado *Seemingly Unrelated Regression* – SUR e produz estimativas consistentes se os regressores são ortogonais em relação aos vetores de erros das duas equações e se a matriz composta pelos regressores de ambas as equações não apresenta multicolinearidade perfeita [Cameron e Trivedi (2005) e Henningsen e Hamann (2007)].

Neste ponto, é importante destacar, mais uma vez, que a inclusão da diversidade como variável explicativa do nível da demanda por serviços públicos tem dois propósitos. O primeiro deles é investigar a existência do "efeito zoo" de Oates (1988).

⁷⁴ O modelo assume que não há correlação entre erros de observações distintas, nem para uma mesma equação nem entre equações.

⁷⁵ O método de cálculo da matriz de covariância dos erros corresponde ao método "geomean" descrito em Henningsen e Hamann (2007).

No capítulo anterior, encontramos forte evidência de que a diversidade de serviços públicos de saúde ofertados pelos municípios brasileiros é positivamente associada ao tamanho da população, uma metade do "efeito zoo". A outra metade, que examinamos neste capítulo, é uma relação positiva entre despesas públicas com saúde e diversidade, isto é, entre o nível da demanda por serviços públicos de saúde e a diversidade.

O segundo propósito é averiguar como a inclusão da diversidade afeta as estimativas da equação de regressão da demanda. Caso a hipótese de Oates (1988) esteja correta e se aplique ao contexto da provisão pública de serviços de saúde pelos municípios brasileiros, sua omissão redundaria em estimativas viesadas dos parâmetros da equação, inclusive do parâmetro associado à população e, conseqüentemente, daquele que mede o grau de congestionamento da provisão pública de serviços de saúde.

Contudo, se, por um lado, a inclusão da diversidade entre os regressores da demanda por bens públicos locais pode mitigar um eventual viés de variável omitida, por outro, pode acabar introduzindo outra fonte de endogeneidade. Com efeito, é possível que o termo de erro contenha fatores não observados que afetam a despesa per capita com serviços públicos de saúde que também sejam correlacionados à diversidade dos serviços prestados⁷⁶.

Esse é o caso do custo associado à provisão dos diferentes tipos de serviços públicos de saúde, considerados isoladamente, em cada um dos municípios brasileiros. Por um lado, em um dado município, o custo de cada tipo que de serviço, em comparação aos demais, ajuda a explicar porque determinados serviços são prestados e outros não. Por outro, o custo dos serviços que acabam sendo efetivamente prestados afeta a despesa pública com saúde. Tudo o mais constante, municípios que oferecem uma cesta concentrada em serviços mais baratos (caros), tendem a apresentar despesas menores (maiores).

É o caso também da influência das políticas públicas de esferas superiores de governo (estados e Governo Federal). As transferências do SUS são condicionais [Mendes et al. (2008)], isto é, estão vinculadas à aplicação em determinadas ações de saúde. Estão facilmente disponíveis informações sobre o valor total das transferências recebidas pelos municípios (que somaram R\$ 27,9 bilhões em 2010), mas não é possível

⁷⁶ Outra possível fonte de endogeneidade da variável diversidade, que, entretanto, não foi formalmente considerada nos modelos econométricos deste estudo, é a simultaneidade: além da demanda ser tratada como função da diversidade, a diversidade pode ser, pelo menos parcialmente, determinada pelo nível da demanda.

identificar o impacto que têm sobre a diversidade de serviços prestados e sobre a estrutura de custos de operação da rede municipal de saúde. Não é possível saber se foram destinadas a ampliar a quantidade de serviços já prestados, para possibilitar a oferta de um serviço simples e barato ou à aquisição de equipamentos sofisticados e caros.

Assim, o sexto modelo, além de incorporar a relação indireta por meio dos erros, estabelece uma relação direta: a diversidade é tratada como uma variável explicativa endógena da equação de nível da demanda. Aplica-se o método SUR ao sistema, mas substituindo, na equação da demanda (14), Div por \widehat{Div} , o vetor de valores preditos da diversidade (que é exógeno, por construção) obtido pela aplicação de OLS à equação (1), apresentada no capítulo anterior. Neste modelo, denominado mínimos quadrados em três estágios – 3SLS, a equação da diversidade é a equação na forma reduzida (uma simples projeção linear em variáveis exógenas) da variável explicativa endógena de um sistema em que a equação de nível da demanda é a equação estrutural. Este modelo gera estimativas consistentes se a diversidade é de fato a única fonte de endogeneidade, isto é, se os demais regressores das duas equações são ortogonais em relação aos erros das duas equações e tampouco apresentam multicolinearidade perfeita [Henningsen e Hamann (2007) e Wooldridge (2002)]⁷⁷.

O 3SLS é um método de variáveis instrumentais de informação plena⁷⁸, em que os parâmetros das duas equações são estimados de maneira conjunta. Métodos de informação limitada reconhecem a relação de dependência entre as duas equações, mas somente para aprimorar as estimativas de uma única equação considerada estrutural. [Cameron e Trivedi (2005)]. A vantagem de métodos de informação plena é o ganho em termos de eficiência dos estimadores, uma vez que incorporam a correlação entre erros das duas equações na estimação da matriz de covariância dos erros do sistema. A desvantagem são os requerimentos de consistência [Wooldridge (2002)]. Conforme mencionado, a condição de exogeneidade dos regressores tem que ser satisfeita pelas duas equações que compõem o sistema. A consistência de métodos de informação limitada, por outro lado, requer somente que a equação considerada estrutural esteja corretamente especificada⁷⁹.

⁷⁷ A consistência no método de mínimos quadrados em dois estágios – 2SLS, por sua vez, requer somente que as condições de exogeneidade e posto completo sejam verificadas para a equação estrutural.

⁷⁸ Como o SUR.

⁷⁹ O teste de especificação de Hausman indica a rejeição da hipótese nula de que os regressores das duas equações são exógenos em relação aos erros das duas equações, indicando que o estimador 3SLS é

No presente estudo, consideramos que a equação de determinação do nível da demanda por bens públicos locais é a equação estrutural. Independentemente da atribuição de interpretação causal às estimativas de seus parâmetros, assim a consideramos porque sua especificação e a relação com a equação da diversidade estão firmemente assentadas nos modelos teóricos de Borchering e Deacon (1972), Bergstrom e Goodman (1973) e Oates (1988). A especificação da equação da diversidade, ao contrário, é uma construção de natureza *ad hoc*, conforme mencionado no capítulo anterior, ainda que também fundamentada no argumento de Oates (1988).

Nesse sentido, consideramos outros três modelos que, assim como o 3SLS, são compostos pela versão modificada da equação de demanda (14)⁸⁰ e pela equação da diversidade (1), mas, ao contrário daquele, são de informação limitada: mínimos quadrados em dois estágios, em versão "padrão" – 2SLS e também usando uma estimativa da matriz de covariância dos coeficientes estimados robusta à presença de heterocedasticidade proposta por White (1982) – 2SLS HC, e uma aplicação do método generalizado dos momentos robusta a heterocedasticidade e a autocorrelação espacial dos erros proposta por Conley (1999), que denominados de GMM HAC. Conforme apresentado no capítulo anterior, atribuímos à diversidade, a única variável explicativa considerada potencialmente endógena, um conjunto de 43 instrumentos, descritos na Tabela 5 daquele capítulo. Logo, os três modelos em questão são superidentificados.

As vantagens da abordagem de Conley (1999), apontados no capítulo anterior, no caso de uma única equação sem suspeita de endogeneidade, são aplicáveis também no presente contexto: robustez a eventual especificação equivocada da estrutura espacial dos erros e à presença de heterogeneidade da dependência espacial [Sousa e Mendes (2011) e Ywata et al. (2005)]. Outra justificativa para a utilização do GMM HAC é o fato de que, para modelos superidentificados, as estimativas produzidas pelo método generalizado dos momentos são mais eficientes do que aquelas produzidas pelo 2SLS [Wooldridge (2002)], além de consistentes. No capítulo anterior, que tratava da equação da diversidade sem suspeita de endogeneidade, essa abordagem consistia simplesmente na utilização do OLS com a estimativa de matriz de covariância do vetor de parâmetros proposta por Conley (1999). No caso em tela, porém, temos uma aplicação particular do

inconsistente e, conseqüentemente, que o estimador 2SLS é mais adequado. Esse resultado foi obtido para os sete diferentes indicadores de diversidade.

⁸⁰ A versão modificada da equação (14) consiste na substituição do vetor original *Div* (a variável explicativa potencialmente endógena) por \widehat{Div} , o vetor de valores preditos pela aplicação de OLS à equação (1).

método generalizado dos momentos, que consiste na minimização de uma forma quadrática de condições de momento amostrais que é função do vetor de parâmetros estimados. A matriz de Conley (1999), nesse caso, é a matriz de ponderação da forma quadrática que é objeto de minimização e, conforme destacado por Anselin (2001), é o somatório de médias ponderadas de covariâncias amostrais de pares de observações vizinhas.

Por fim, é importante sublinhar que os modelos 3SLS, 2SLS e 2SLS HC geram as mesmas estimativas dos parâmetros da equação (14). A diferença entre eles reside nos resultados associados a inferência estatística, como o nível de significância estatística, isolada ou conjunta, dos parâmetros estimados. O GMM HAC, porém, apresenta estimativas e resultados de inferência estatística diferentes dos demais.

D. Resultados

Esta seção apresenta e analisa os principais resultados obtidos por meio da estimação dos modelos econométricos do nível da demanda por serviços públicos municipais de saúde.

Visando facilitar a exposição, esta seção se concentra nos resultados relativos a somente três indicadores de diversidade dos serviços públicos de saúde, contidos nas tabelas 16, 17 e 18, abaixo: *DivQuantRelEquip*, *DivQuantProcedS&W* e *DivValorProcedSimpson*, respectivamente⁸¹. Os resultados associados aos demais indicadores são apresentados no anexo estatístico⁸². Vale ressaltar que os resultados de todos indicadores apontam para as mesmas conclusões, tanto em relação ao grau de "publicidade" da provisão pública de serviços de saúde, quanto ao impacto do "efeito zoo" sobre as estimativas de congestionamento.

⁸¹ Os mesmos indicadores foram objeto de apresentação e discussão no capítulo anterior.

⁸² Os procedimentos econométricos foram implementados utilizando os softwares R para Windows (versões 3.2.3 e 3.2.4) e Stata/MP para Windows (versão 13.0).

TABELA 16 - ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO DE REGRESSÃO DA DEMANDA USANDO O INDICADOR DE DIVERSIDADE *DIVQUANTRELEQUIP*⁽¹⁾

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM		SUR		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,290***	2,391	-11,693***	2,363	-15,284***	2,112	-15,240***	2,215	-13,421***	3,655
População	-0,0199***	0,006	-0,0170***	0,005	-0,02100***	0,005	-0,029***	0,008	-0,035***	0,009
Custo	0,0357***	0,007	0,0383***	0,005	0,0357***	0,005	0,036***	0,006	0,043***	0,008
Renda	1,124***	0,022	1,129***	0,014	1,124***	0,014	1,121***	0,020	1,173***	0,025
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantRelEquip</i>)	0,015***	0,003	0,013***	0,003	0,018***	0,003	0,038***	0,010	0,044***	0,013
Densidade demográfica	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,005*	0,003	0,010**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,098*	0,054	0,107**	0,049	0,099**	0,047	0,100**	0,049	0,252**	0,108
Tx. média anual de var. da pop.	-0,034*	0,019	-0,035*	0,020	-0,033*	0,019	-0,031*	0,018	-0,038	0,025
Grau de urbanização	0,026***	0,009	0,015*	0,009	0,025***	0,009	0,019**	0,009	0,031**	0,013
Prop. jovens	-0,133***	0,036	-0,131***	0,038	-0,133***	0,035	-0,134***	0,034	-0,228***	0,066
Prop. idosos	0,051***	0,018	0,040**	0,017	0,050***	0,017	0,045***	0,017	-0,021	0,030
Prop. não brancos	0,049***	0,010	0,032***	0,010	0,049***	0,008	0,052***	0,008	0,050***	0,012
Taxa de ocupação	0,323***	0,090	0,245***	0,085	0,323***	0,083	0,326***	0,085	0,631***	0,163
Grau de pobreza	0,077***	0,012	0,076***	0,012	0,077***	0,011	0,078***	0,011	0,113***	0,015
Desigualdade de renda	-0,994***	0,027	-1,023***	0,022	-0,993***	0,021	-0,987***	0,025	-1,036***	0,032
Esperança de vida	2,355***	0,501	1,647***	0,499	2,354***	0,444	2,351***	0,465	1,519**	0,767
Mortalidade infantil	0,268***	0,063	0,190***	0,061	0,269***	0,054	0,272***	0,058	0,171*	0,098
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,026***	0,007	0,020***	0,006	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,034***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,011	0,008	0,009	0,008	0,011	0,009	0,011	0,008	0,016	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,005	0,008	0,006	0,008	0,005	0,008	0,007	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,087*	0,052	0,098***	0,038	0,089**	0,039	0,107**	0,055	0,143	0,133
<i>Dummy</i> região Norte	-0,084***	0,015	-0,087***	0,018	-0,085***	0,014	-0,089***	0,014	-0,092***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,023	0,017	-0,012	0,019	-0,023	0,016	-0,020	0,016	-0,005	0,027
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,009	0,012	-0,005	0,015	-0,008	0,012	-0,008	0,011	-0,029	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,029*	0,018	-0,052***	0,019	-0,029*	0,016	-0,024	0,015	-0,058**	0,024

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM		SUR		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(ψ) ⁽²⁾	0,443***	0,006	0,556***	0,005	0,412***	0,005	0,194***	0,007	0,186***	0,009
Autocorrel. espacial (ρ) ⁽³⁾	NA	NA	0,294***	0,023	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado ⁽⁴⁾	0,769	NA	0,776	NA	0,768	NA	0,767	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	12653,803***	NA	14694,798***	NA	17434,395***	NA	15226,624***	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	137,741***	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	163,494***	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	18,274***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	5,896**	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	197,52***	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	87,086*

Fonte: Elaborada pelos autores.

(1) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. Os resultados relativos aos modelos OLS, OLS HC, 3SLS e 2SLS são omitidos para simplificar a exposição. Suas estimativas são as mesmas e, de maneira geral, têm menores erros-padrão do que as dos modelos exibidos na tabela. O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p -valor < 0,01, ** se p -valor < 0,05, * se p -valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário;

(2) Significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dado pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística t assintótica (i.e., a estatística z) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald;

(3) O erro padrão da estimativa do coeficiente de congestionamento é calculado pelo "Método Delta";

(4) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke.

TABELA 17 - ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO DE REGRESSÃO DA DEMANDA USANDO O INDICADOR DE DIVERSIDADE $DivQuantProcedS\&W^{(1)}$

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM		SUR		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,349***	2,401	-11,733***	2,362	-15,354***	2,112	-15,436***	2,371	-13,454***	3,419
População	-0,0198***	0,007	-0,0166***	0,005	-0,02097***	0,005	-0,039***	0,009	-0,031***	0,010
Custo	0,0358***	0,007	0,0382***	0,005	0,0358***	0,005	0,036***	0,006	0,042***	0,008
Renda	1,121***	0,022	1,126***	0,014	1,120***	0,014	1,104***	0,021	1,159***	0,026
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantProcedS&W</i>)	0,039***	0,012	0,029***	0,009	0,046***	0,009	0,168***	0,041	0,104**	0,047
Densidade demográfica	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,008**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,091*	0,054	0,102**	0,049	0,090*	0,047	0,071	0,052	0,191*	0,106
Tx. média anual de var. da pop.	-0,035*	0,019	-0,035*	0,020	-0,035*	0,019	-0,034*	0,018	-0,052**	0,025
Grau de urbanização	0,025***	0,009	0,016*	0,009	0,025***	0,009	0,011	0,010	0,035**	0,014
Prop. Jovens	-0,135***	0,037	-0,133***	0,038	-0,135***	0,035	-0,144***	0,035	-0,215***	0,063
Prop. Idosos	0,052***	0,018	0,041**	0,017	0,051***	0,017	0,042**	0,017	-0,010	0,028
Prop. não brancos	0,048***	0,010	0,032***	0,010	0,048***	0,008	0,052***	0,009	0,046***	0,012
Taxa de ocupação	0,312***	0,089	0,238***	0,085	0,311***	0,083	0,285***	0,087	0,667***	0,181
Grau de pobreza	0,074***	0,012	0,074***	0,012	0,074***	0,011	0,069***	0,011	0,107***	0,016
Desigualdade de renda	-0,992***	0,027	-1,020***	0,022	-0,990***	0,021	-0,968***	0,026	-1,020***	0,032
Esperança de vida	2,394***	0,503	1,677***	0,498	2,401***	0,444	2,514***	0,498	1,564**	0,714
Mortalidade infantil	0,272***	0,063	0,193***	0,061	0,273***	0,054	0,290***	0,062	0,175*	0,091
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,025***	0,007	0,020***	0,006	0,025***	0,006	0,022***	0,006	0,032***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,011	0,008	0,009	0,008	0,011	0,009	0,009	0,009	0,015	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,005	0,008	0,006	0,008	0,005	0,008	0,009	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,077	0,052	0,091**	0,038	0,078**	0,039	0,091*	0,053	0,096	0,106
<i>Dummy</i> região Norte	-0,082***	0,015	-0,086***	0,018	-0,082***	0,014	-0,082***	0,014	-0,090***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,024	0,017	-0,014	0,019	-0,024	0,016	-0,020	0,016	-0,017	0,025
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,009	0,012	-0,005	0,015	-0,010	0,012	-0,012	0,012	-0,035*	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,031*	0,017	-0,053***	0,019	-0,030*	0,016	-0,024	0,016	-0,067***	0,025

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM		SUR		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(γ) ⁽²⁾	0,447***	0,006	0,565***	0,005	0,414***	0,005	-0,083***	0,008	0,262***	0,010
Autocorrel. espacial (ρ) ⁽³⁾	NA	NA	0,292***	0,023	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado ⁽⁴⁾	0,769	NA	0,775	NA	0,768	NA	0,759	NA	NA	NA
Teste Wald signif. Global	12632,862***	NA	14704,171***	NA	17435,452***	NA	14562,047***	NA	NA	NA
Teste LR dep. Espacial	NA	NA	135,387***	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. Espacial	NA	NA	160,151***	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	10,559***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	11,54***	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	175,656***	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	85,137*

Fonte: Elaborada pelos autores.

(1) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. Os resultados relativos aos modelos OLS, OLS HC, 3SLS e 2SLS são omitidos para simplificar a exposição. Suas estimativas são as mesmas e, de maneira geral, têm menores erros-padrão do que as dos modelos exibidos na tabela. O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p -valor < 0,01, ** se p -valor < 0,05, * se p -valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário;

(2) Significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dado pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística t assintótica (i.e., a estatística z) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald;

(3) O erro padrão da estimativa do coeficiente de congestionamento é calculado pelo "Método Delta";

(4) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke.

TABELA 18 - ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO DE REGRESSÃO DA DEMANDA USANDO O INDICADOR DE DIVERSIDADE DIVVALORPROCEDSIMPSON⁽¹⁾

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM		SUR		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,240***	2,386	-11,724***	2,355	-15,249***	2,107	-15,267***	2,207	-13,954***	3,468
População	-0,026***	0,007	-0,022***	0,005	-0,025***	0,005	-0,022***	0,007	-0,022***	0,008
Custo	0,037***	0,007	0,039***	0,005	0,037***	0,005	0,037***	0,006	0,046***	0,008
Renda	1,132***	0,022	1,136***	0,014	1,132***	0,014	1,130***	0,020	1,199***	0,025
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivValorProcedSimpson</i>)	0,014***	0,002	0,012***	0,002	0,013***	0,002	0,010**	0,004	0,010**	0,005
Densidade demográfica	0,006*	0,003	0,005	0,003	0,005*	0,003	0,005	0,003	0,011**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,091*	0,055	0,098**	0,049	0,092*	0,047	0,093*	0,050	0,239**	0,106
Tx. média anual de var. da pop.	-0,029	0,019	-0,032	0,020	-0,029	0,019	-0,031*	0,018	-0,029	0,024
Grau de urbanização	0,018**	0,009	0,009	0,009	0,020**	0,009	0,022**	0,009	0,033**	0,013
Prop. jovens	-0,135***	0,036	-0,133***	0,037	-0,135***	0,035	-0,134***	0,035	-0,224***	0,064
Prop. idosos	0,054***	0,018	0,042**	0,017	0,054***	0,016	0,054***	0,017	-0,001	0,028
Prop. não brancos	0,050***	0,010	0,033***	0,009	0,049***	0,008	0,049***	0,008	0,049***	0,012
Taxa de ocupação	0,300***	0,088	0,230***	0,085	0,302***	0,083	0,306***	0,085	0,646***	0,170
Grau de pobreza	0,077***	0,012	0,076***	0,012	0,077***	0,011	0,077***	0,011	0,120***	0,016
Desigualdade de renda	-0,999***	0,027	-1,026***	0,022	-0,999***	0,021	-0,999***	0,024	-1,065***	0,032
Esperança de vida	2,366***	0,500	1,670***	0,497	2,365***	0,443	2,363***	0,464	1,554**	0,725
Mortalidade infantil	0,270***	0,063	0,194***	0,061	0,270***	0,054	0,269***	0,058	0,174*	0,093
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,024***	0,007	0,019***	0,006	0,024***	0,006	0,025***	0,006	0,033***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,013	0,008	0,010	0,008	0,013	0,009	0,012	0,008	0,018*	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,008	0,008	0,006	0,008	0,007	0,008	0,007	0,008	0,010	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,095*	0,053	0,104***	0,038	0,093**	0,039	0,088	0,054	0,082	0,111
<i>Dummy</i> região Norte	-0,073***	0,015	-0,078***	0,018	-0,074***	0,014	-0,076***	0,014	-0,083***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,020	0,017	-0,010	0,019	-0,020	0,016	-0,021	0,015	-0,013	0,026
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,007	0,012	-0,003	0,015	-0,007	0,012	-0,007	0,011	-0,030	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,027	0,017	-0,049***	0,019	-0,027*	0,015	-0,029*	0,015	-0,059***	0,023

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM		SUR		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(γ) ⁽²⁾	0,297***	0,006	0,436***	0,005	0,324***	0,005	0,405***	0,007	0,522***	0,009
Autocorrel. espacial (ρ) ⁽³⁾	NA	NA	0,289***	0,023	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado ⁽⁴⁾	0,770	NA	0,776	NA	0,770	NA	0,769	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	12592,229***	NA	14801,341***	NA	17524,188***	NA	15519,118***	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	131,992***	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	156,916***	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	57,104***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1,968	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	199,233***	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	86,705**

Fonte: Elaborada pelos autores.

(1) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. Os resultados relativos aos modelos OLS, OLS HC, 3SLS e 2SLS são omitidos para simplificar a exposição. Suas estimativas são as mesmas e, de maneira geral, têm menores erros-padrão do que as dos modelos exibidos na tabela. O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se *p*-valor < 0,01, ** se *p*-valor < 0,05, * se *p*-valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário;

(2) Significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dado pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística *t* assintótica (i.e., a estatística *z*) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald;

(3) O erro padrão da estimativa do coeficiente de congestionamento é calculado pelo "Método Delta";

(4) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke.

O coeficiente estimado para a população é negativo e estatisticamente significativo em todas as equações de regressão estimadas de todos os modelos econométricos apresentados. O valor do coeficiente estimado varia em torno -0,024, com mínimo de -0,039 e máximo de -0,0198. Isso indica que a despesa *per capita* com saúde não parece ser muito sensível à escala da prestação no caso dos municípios brasileiros. Outra evidência nesse sentido são os coeficientes da variável de densidade demográfica, que não são estatisticamente significantes na maioria das equações estimadas. Não haveria, portanto, efeitos de aglomeração. Entretanto, cumpre perceber que a variável dependente tem a população como denominador. Consequentemente, no caso da variável explicativa população, uma elasticidade negativa pequena indica, em verdade, que a despesa total se expande, mas o crescimento é menos do que proporcional ao crescimento da população.

Os resultados encontrados diferem dos obtidos por Mendes e Sousa (2006c) e Menezes et al. (2011)⁸³, que estimam coeficientes variando de -0,25 a -0,11. Em alguma medida, a discrepância de resultados pode ser expressão do viés causado pela omissão da variável diversidade, que, conforme demonstrado no capítulo anterior, é positivamente correlacionada à população. Entretanto, como se verá mais adiante, o "efeito zoo" tem impacto significativo sobre as estimativas do coeficiente associado à população, mas não suficiente para explicar toda a diferença dos valores estimados em diferentes estudos.

A diferença pode ser resultado do intervalo de tempo que separa os dados utilizados nos estudos. Mendes e Sousa (2006c) e Menezes et al. (2011) usam dados relativos ao ano 2000, quando a demanda por serviços públicos de saúde poderia ser influenciada por variáveis não observadas, isto é, que não estão controladas na equação de regressão usada neste estudo, e que variaram ao longo do tempo. Oliveira et al. (2012) usa dados relativos a 2010, um conjunto semelhante de variáveis de controle e encontra coeficientes de magnitude absoluta semelhantes aos deste estudo, mas com sinais contraditórios entre os diferentes quantis de despesa per capita, o que impede uma comparação adequada.

Vale perceber que os resultados de estudos aplicados às despesas de saúde de governos locais dos EUA também não são convergentes. Borcharding e Deacon (1972) estimam que a elasticidade da demanda em relação à população está entre 0,017 e

⁸³ Que considera despesas com bens meritórios, o que inclui as despesas com saúde.

0,058, números positivos, mas muito próximos de zero, como os estimados neste estudo. Bates e Santerre (2013) estimam um coeficiente de 0,598. Este último estudo, porém, tem como variável dependente a despesa total com saúde. Fazendo a transformação para despesas per capita, o coeficiente estimado por Bates e Santerre equivale a -0,201. Com efeito, uma das características gerais da literatura empírica sobre determinação de despesas públicas locais é uma grande variação das estimativas associadas à variável população.

Ainda em relação à variável população, cumpre destacar que o valor absoluto do coeficiente é, de maneira geral, maior nos modelos econométricos que lançam mão de variáveis instrumentais para contornar um potencial problema de endogeneidade da variável diversidade, o que pode ser observado na Tabela 19, abaixo. Mais adiante, ainda nesta seção, apresentaremos resultados de testes que indicam que o conjunto de instrumentos da diversidade não foi bem especificado. Logo, a magnitude do valor obtido nesses modelos deve ser considerada com reservas.

TABELA 19 - ESTIMATIVAS DO PARÂMETRO DA POPULAÇÃO NAS REGRESSÕES DA DEMANDA PARA DIFERENTES MODELOS ECONOMÉTRICOS E INDICADORES DE DIVERSIDADE

Indicador	OLS, OLS HC e OLS HAC	SEM	SUR	3SLS, 2SLS e 2SLS HC	GMM HAC
<i>DivQuantRelEquip</i>	-0,0199	-0,0170	-0,02100	-0,029	-0,035
<i>DivQuantProcedS&W</i>	-0,0198	-0,0166	-0,02097	-0,039	-0,031
<i>DivValorProcedSimpson</i>	-0,026	-0,022	-0,025	-0,022	-0,022

Fonte: Elaborada pelos autores.

A elasticidade-preço⁸⁴ e a elasticidade-renda⁸⁵ da demanda por serviços públicos de saúde são estatisticamente significantes em todas as equações. Como predito pelo modelo teórico, os sinais são negativo e positivo, respectivamente. O coeficiente estimado para o indicador de custo de provisão do bem público é positivo, mas muito próximo a zero, de forma que a elasticidade-preço é muito próxima a -1 em todas as equações apresentadas: registra um mínimo de $-0,964$, um máximo de $-0,954$. Já as estimativas do coeficiente da renda são superiores a unidade, variando de 1,104 a 1,199. Assim, a demanda por serviços públicos de saúde é bastante sensível a variações do preço e renda, um resultado semelhante ao obtido por Mendes e Sousa (2006c).

⁸⁴ A elasticidade-preço da demanda por serviços públicos de saúde corresponde ao coeficiente associado ao indicador de custo subtraído de unidade: $\delta = \beta_2 - 1$.

⁸⁵ A elasticidade-renda da demanda por serviços públicos de saúde é dada por $\eta = \beta_3$.

Apesar de também utilizarem dados de municípios brasileiros, os coeficientes do preço e da renda estimados por Menezes et al. (2001)⁸⁶ e Oliveira et al. (2012) são bastante inferiores aos deste estudo. Esses estudos estão mais alinhados a resultados de análises sobre despesas com saúde de governos locais nos EUA, que costumam encontrar evidência de que a demanda é relativamente inelástica em relação ao preço e à renda, seja porque os coeficientes estimados não são estatisticamente significantes, têm magnitudes absolutas muito inferiores a unidade ou ambos [Bates e Santerre (2013)].

Ainda outra possível razão para as diferenças encontradas é o fato de este estudo ter o cuidado de excluir da despesa pública com saúde os gastos correntes com pessoal inativo. Com isso, acreditamos mensurar precisamente a demanda relativa ao ano de 2010, expurgando o efeito de gastos que refletem a demanda de anos pregressos.

A última variável explicativa de interesse é a diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde, que não é considerada nos demais estudos empíricos sobre demanda por bens públicos locais. Assim como as demais variáveis explicativas de interesse, o coeficiente estimado para a diversidade é estatisticamente significativo em todos os modelos econométricos, não importando o indicador de diversidade utilizado. Além disso, sempre assume valores positivos, o que indica que o aumento da despesa pública está diretamente relacionada à diversidade dos serviços prestados. Conjugada à análise empírica da seção anterior, que indicava uma associação também positiva entre a diversidade e a população, os resultados desta seção contribuem para corroborar a existência do "efeito zoo" de Oates (1988): o tamanho da população afeta positivamente a despesa pública não somente diretamente, mas também por meio da diversidade.

As estimativas dos coeficientes da diversidade variam de 0,010 a 0,168. Em todos os modelos econométricos, o maior coeficiente é estimado para o indicador *DivQuantProcedS&W*, que varia de 0,029 a 0,168. Assim, *ceteris paribus*, um aumento de 100% da diversidade dos serviços prestados está associada a uma expansão de até 16,8% da despesa pública com saúde. Este resultado pode ser interpretado como indicativo de que o grau de indivisibilidade dos serviços de saúde não é muito elevado. De fato, como mencionamos anteriormente, uma parte relevante dos procedimentos médicos do SUS são realizados em estabelecimentos de saúde privados. Assim, em muitos municípios, a prefeitura não precisa realizar gastos montando, ampliando e custeando diretamente estabelecimentos públicos de saúde. Basta pagar entidades

⁸⁶ Que considera despesas com bens meritórios, o que inclui as despesas com saúde.

privadas pela prestação de serviços individuais, seja um simples exame de sangue ou um complexo transplante de órgãos, de acordo com a tabela de preços do SUS. A indivisibilidade dos serviços públicos de saúde também é mitigada pela provisão pública de municípios vizinhos. É comum que municípios sem capacidade (física e humana) instalada para prestar determinados tipos de procedimentos médicos disponibilizem à população transporte (e, em alguns casos, até acomodação) para que possam realizar exames, consultas e se submeter a tratamentos médicos em municípios vizinhos. Essa hipótese é reforçada pelo modelo SEM, que indica haver dependência espacial nas despesas com saúde dos municípios brasileiros.

O coeficiente que indica o grau de congestionamento da provisão pública de serviços de saúde é uma função não linear das estimativas da elasticidade da despesa per capita em relação à população e à elasticidade-preço da demanda por serviços públicos: $\gamma = (1 + \beta_1 + \delta)/(1 + \delta)$. Conforme mencionado anteriormente, esse coeficiente mensura a elasticidade do consumo individual do bem público em relação à quantidade total de pessoas que usufruem dele. Os valores estimados do congestionamento dos serviços públicos de saúde estimados são todos estatisticamente significantes⁸⁷ e mais próximos de zero do que de unidade. Vão de um mínimo de -0,083⁸⁸ a um máximo de 0,565, mas, tipicamente, as estimativas se situam entre 0,250 e 0,450. Cumpre destacar que as estimativas pontuais de congestionamento mais discrepantes são obtidas de modelos com variáveis instrumentais. Esses resultados específicos devem ser avaliados com cautela, visto que testes estatísticos, discutidos mais abaixo, indicam que o conjunto de instrumentos da diversidade não está bem especificado.

De toda forma, este estudo obtém valores relativamente baixos de congestionamento, resultado da pequena magnitude das estimativas do coeficiente da população combinada às elevadas estimativas de elasticidade-preço da demanda por serviços públicos locais. Conforme apontado em Reiter e Weichenrieder (1997), as estimativas do efeito da população costumam ser pequenas e próximas a zero (positivas ou negativas) e as estimativas da elasticidade-preço da demanda costumam se situar entre -0,4 e -0,2 na literatura internacional. Entretanto, neste estudo, as estimativas da elasticidade-preço são muito próximas a -1, variando de -0,964 e -0,954. Assim, a pequena magnitude dos parâmetros de congestionamento estimados neste estudo

⁸⁷ O erro-padrão associado ao parâmetro do congestionamento foi calculado pelo "Método Delta".

⁸⁸ Apesar de não muito comuns, valores negativos também são estimados em alguns estudos, como Sousa e Mendes (2006c) e Menezes (2011).

refletem a combinação de dois efeitos encadeados. Se o bem tem características de bem público, um aumento da população do município implica uma redução do preço do bem, uma vez que o custo total invariável é dividido por um grupo maior de contribuintes. Tudo o mais constante isso redundaria em menor despesa per capita. Entretanto, como a demanda tem elasticidade-preço negativa quase unitária, a redução do preço do bem aumenta a demanda e com ela a despesa. O resultado final é uma despesa que varia pouco em resposta a uma variação do tamanho da população, indicando um elevado grau de publicidade (*publicness*) do bem.

Os valores do congestionamento estimados neste estudo são, em geral, superiores aos valores obtidos por Mendes e Sousa (2006c), também para serviços públicos de saúde em municípios brasileiros, que variam de 0,155 a 0,245. Contudo, são todos inferiores àqueles obtidos por Mendes e Sousa (2006a, 2006b) para o total da despesa corrente de municípios brasileiros, que variam de 0,645 a 0,696, por Mendes e Sousa (2006c), entre 0,619 e 0,670, para despesas per capita com educação, por Medeiros e Barcelos (2007), igual a 0,6523 também para despesas per capita com educação, e por Menezes et al. (2011), igual a 0,619 para despesas per capita com bens meritórios (inclusive saúde). E estão ainda mais distantes das estimativas da literatura internacional, que, em decorrência das estimativas relativamente baixas de elasticidade-preço da demanda, encontram congestionamento geralmente próximo a unidade [e.g., Borcharding e Deacon (1972) e Bates e Santerre (2013)].

Os resultados deste estudo fornecem evidência sobre a natureza dos serviços públicos locais de saúde no Brasil. Pode-se afirmar que bens tipicamente públicos predominam na oferta de saúde a cargo das prefeituras. Isso porque as estimativas de congestionamento para os diferentes modelos econométricos e indicadores de diversidade nunca são superiores a 0,565 e, tipicamente, se situam entre 0,250 e 0,450, indicando que há retornos crescentes de escala no consumo⁸⁹ de serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros. Um resultado que corrobora a conclusão de Mendes e Sousa (2006c).

Cumpram-se destacar que Oates (1988), Reiter e Weichenrieder (1997) e outros autores argumentam que há razões para nutrir certo ceticismo em relação a estimativas de congestionamento de bens públicos derivadas dos modelos de Borcharding e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973). Um dos principais problemas apontados pelos

⁸⁹ Vale destacar, como feito em Brueckner (1980), que o parâmetro de congestionamento diz respeito a economias de escala no consumo (ou na provisão), e não na produção de bens públicos locais.

autores, porém, está devidamente tratado neste estudo: a análise considera explicitamente o impacto expansivo da população sobre a diversidade e desta sobre a despesa pública per capita. Outra crítica é quanto à forma funcional da equação de congestionamento no consumo (2), que é endereçada, por exemplo, em Breuning e Rocaboy (2008), que considera que o parâmetro de congestionamento é função do tamanho da população. Com técnicas semi-paramétricas os autores encontram evidência de economias de escala no consumo para pequenos municípios.

A despeito das limitações da abordagem adotada, os dados dos municípios brasileiros demonstram um bom ajuste à especificação da equação de regressão do nível da demanda por serviços públicos de saúde. De fato, os coeficientes das quatro variáveis explicativas de interesse – população, custo, renda e diversidade – são estatisticamente significantes e apresentam o mesmo sinal em todas as equações, mesmo quando são considerados erros heterocedásticos e com autocorrelação espacial e nos modelos que usam métodos de variáveis instrumentais para lidar com um possível problema de endogeneidade. O grau de ajuste é atestado também pelo R^2 ajustado⁹⁰, nunca menor do que 0,75, e pelo teste de Wald de significância conjunta dos parâmetros estimados.

Muitas variáveis de controle também têm coeficientes estatisticamente significantes e com sinais consistentes em todas as equações de regressão: proporção de crianças e jovens (até 17 anos de idade), proporção de não brancos, taxa de ocupação, grau de pobreza, a *dummy* indicativa de participação em consórcio intermunicipal de saúde e a *dummy* indicativa de localização na região Norte⁹¹, além da variável densidade demográfica, conforme destacado anteriormente.

O sinal negativo e o tamanho (entre -0,228 e -0,131) dos coeficientes estimados indica que a proporção de crianças e jovens (até 17 anos de idade) é um importante redutor das despesa per capita com serviços públicos de saúde, o que era esperando. Por sua vez, a proporção de idosos tem um efeito modesto no sentido contrário, mas não é estatisticamente significativa em algumas regressões, notadamente aquelas no modelo GMM HAC, que instrumentaliza a diversidade e utiliza uma estimativa de matriz de covariância dos parâmetros robusta a heterocedasticidade e autocorrelação espacial. A *dummy* de região Norte também apresenta coeficientes com sinal negativo. É a única

⁹⁰ Pseudo- R^2 de Nagelkerke no caso do modelo SEM.

⁹¹ A referência de comparação é a região Centro-Oeste, cuja *dummy* é omitida na equação.

região que apresenta diferencial estatisticamente significativo em relação à região Centro-Oeste do país⁹².

A proporção de pessoas não brancas, a taxa de ocupação, o grau de pobreza e a participação em consórcios intermunicipais de saúde são fatores que ampliam a despesa per capita com saúde. Os resultados para proporção de pessoas não brancas e taxa de ocupação são consistentes com as estimativas de Bergstrom e Goodman (1973) para despesas correntes gerais de governos locais nos EUA. No caso de taxa de ocupação, esses autores especulam que municípios com mais emprego são caracterizados por setores comercial e industrial dinâmicos. Pode ser que seja necessário ofertar mais bens públicos para atrair e manter essas atividades. Menezes et al. (2011) estima um coeficiente também positivo para proporção de pessoas não brancas, mas encontra um coeficiente negativo para a taxa de ocupação, ambas em relação a despesas com bens meritórios. Bates (2013) não encontra relações estatisticamente significantes entre essas duas variáveis e despesas com saúde.

Mendes e Sousa (2006c) também estimam uma relação positiva entre a despesa per capita em saúde e a *proxy* de grau de pobreza da população. E, assim como Mendes e Sousa (2006a, 2006b) e Sousa e Mendes (2011), encontram uma associação negativa entre a participação em consórcios municipais e despesas correntes em geral ou em educação. Atribuem a associação inversa ao fato que a coordenação entre municípios na provisão de serviços públicos, caracterizados por altos custos fixos, como hospitais e escolas, contribuiria para otimizar a escala de operação e reduzir custos. No caso da saúde, Teixeira et al. (2002) e Teixeira (2006) argumentam que consórcios seriam uma forma de pequenos municípios viabilizarem a oferta de serviços especializados que exigem escala de produção incompatível com a demanda da população. Por exemplo, realizar exames de ressonância magnética exige não somente a aquisição do equipamento⁹³, como a montagem de instalações físicas adequadas e a contratação de equipes de profissionais habilitados a operar o equipamento e a interpretar e resultados. Um estrutura cara que não se justifica em caso de poucos exames diários.

De acordo com todos esses autores, portanto, consórcios seriam uma maneira de contornar o alto grau indivisibilidade, ou seja, os elevados custos fixos, associados à prestação de determinados tipos de serviços de saúde. Entretanto, é possível que a melhor estratégia para contornar a indivisibilidade de determinados serviços seja pagar

⁹² Os municípios da região Norte e Centro-Oeste representam 8% e 8,5% da amostra, respectivamente.

⁹³ Em dezembro de 2010, haviam somente 435 equipamentos desse tipo disponíveis para o SUS.

por serviços realizados na rede privada ou simplesmente disponibilizar aos cidadãos serviços de transporte para atendimentos médicos em municípios vizinhos, conforme mencionado anteriormente. Nesse sentido, não surpreende que os coeficientes aqui estimados para a variável consórcio intermunicipal de saúde, apesar de positivos, são pequenos: variam de 0,019 a 0,034. Logo, os resultados deste estudo insinuam que, ao contrário de despesas gerais e despesas em educação, consórcios municipais praticamente não têm efeito sobre despesas per capita com saúde de municípios brasileiros. Cumpre destacar que Breuning e Rocaboy (2008) chegam mesmo a encontrar um efeito positivo de participação em estruturas institucionais de cooperação intermunicipal no caso de despesas gerais de governos locais franceses.

O grau de urbanização, a mortalidade infantil e a esperança de vida ao nascer apresentam sinais positivos consistentes, mas têm seu nível de significância estatística reduzido em algumas das equações estimadas para modelos que são robustos a autocorrelação espacial⁹⁴. O mesmo ocorre para a *dummy* indicativa de capital estadual, que, entretanto, tem sua significância estatística sacrificada em praticamente todas as equações de modelos robustos a heterocedasticidade.

O resultado relativo ao grau de urbanização, que apresenta coeficientes variando de 0,009 a 0,035, é consistente com o restante da literatura empírica sobre determinantes de despesas públicas com saúde [e.g., Borchering e Deacon (1972), Mendes e Sousa (2006) e Oliveira et al. (2012)], em que os coeficientes estimados são positivos e diminutos ou sequer estatisticamente significantes. Logo, não se pode afirmar que o nível da demanda por serviços públicos de saúde dependa substancialmente do grau de urbanização do município.

As estimativas do coeficiente da mortalidade infantil têm magnitudes relevantes, variando de 0,171 a 0,290. Além disso, o coeficiente médio associado à esperança de vida é o maior dentre todos os coeficientes estimados (à exceção do intercepto) em todas as equações, variando de 1,519 a 2,514. As duas variáveis são *proxies* do estado geral de saúde da população. Quanto maior o primeiro, pior o estado. Quanto maior o segundo, melhor. O esperado é que populações com melhores condições demandem menos serviços públicos de saúde. Logo, a princípio, surpreende o sinal positivo associado à esperança de vida. Poderia ser argumentado, então, que, quanto maior a longevidade, maiores os gastos com o tratamento de condições de saúde típicas da

⁹⁴ Modelo SEM para grau de urbanização e GMM HAC para mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer.

velhice. Contudo, vale observar que o tamanho do coeficiente associado à proporção de idosos não indica que o grau de envelhecimento da população exerce pressão relevante sobre a despesa pública com saúde, conforme mencionado anteriormente.

Em relação à *dummy* de capital estadual, os coeficientes estimados estatisticamente significantes variam de 0,077 a 0,143. Isso indica que, em média, capitais têm despesas per capita com saúde superiores aos demais municípios. Esse resultado vai ao encontro daqueles encontrados por Mendes e Sousa (2006a, 2006b) e Menezes et al. (2011), que estimam coeficientes maiores do que 0,5, mas para outras rubricas de despesa pública (despesa corrente total e despesa per capita com bens meritórios, inclusive saúde, respectivamente).

A proporção de residentes estáveis (há mais de cinco anos no município), a taxa média de variação anual da população (entre 2000 e 2010) e as *dummies* indicativas de prefeitos pertencentes a partidos de coligações alinhadas ou não ao PT (que, em 2010, era o partido no comando do Poder Executivo Federal) são as únicas variáveis de controle que *não* são estatisticamente significantes na maioria das equações de regressão. Os resultados associados às duas primeiras variáveis estão consistentes com os de Menezes et al. (2011) para o caso de despesas per capita em bens meritórios, que incluem gastos com saúde, mas vão de encontro àqueles obtidos por Bergstrom e Goodman (1973). O resultado das coligações são parcialmente coerentes com os obtidos por Mendes e Sousa (2006a, 2006b e 2006c). Esses autores não encontram associação estatisticamente significativa entre prefeitos de partidos coligados ao PSBD (que, em 2000, era o partido do Presidente da República) e, no caso de prefeitos coligados ao PT (que, em 2000, era oposição), estimam uma relação negativa com despesas em saúde e positiva com despesas correntes.

Quanto à especificação de modelos econométricos, as estimativas do modelo SEM fornecem evidência de fatores espaciais devem ser considerados na análise das despesas com saúde dos municípios brasileiros⁹⁵, o que também é explicitamente considerado pelos modelos OLS HAC e GMM HAC. O coeficiente estimado de autocorrelação espacial dos erros ρ é sempre estatisticamente significativo – considerando os resultados tanto do teste de Wald de dependência espacial, quanto o

⁹⁵ A hipótese de ausência de autocorrelação espacial dos erros foi rejeitada pelos testes de Wald, da razão de verossimilhança (*likelihood ratio* – LR) e do multiplicador de Lagrange (*Lagrange multiplier* – LM) [Ywata e Albuquerque (2011)]. Este último teste também indicou que o modelo de erros espaciais é a especificação mais adequada para modelar a dependência espacial da despesa pública per capita com saúde quando comparado ao modelo de defasagem espacial, também conhecido como *Spatial Autoregressive Model* – SAR.

teste LR, de razão de verossimilhança (*likelihood ratio*) – e positivo. Além disso, sua magnitude é considerável: 0,294, 0,292 e 0,289 para *DivQuantRelEquip*, *DivQuantProcedS&W* e *DivValorProcedSimpson*, respectivamente. Este resultado não surpreende tendo-se em vista a estrutura federativa do Brasil [Revelli (2005)]. Grande parte das despesas municipais com saúde são financiadas com transferências do SUS, oriundos da União e dos Estados, sujeitos a regras e condicionalidades de aplicação nacional ou regional. Em 2010, as transferências do SUS corresponderam a 42% das despesas com saúde dos municípios da amostra.

Ainda em relação à especificação dos modelos econométricos, examinamos agora aqueles que assumem que a variável diversidade é fonte de endogeneidade. Em primeiro lugar, de acordo com os resultados do teste *F* de instrumentos fracos, rejeita-se a hipótese nula de que o conjunto de instrumentos escolhidos não é correlacionado com a diversidade⁹⁶. Isto é, o teste sugere que a correlação é grande e significativa o suficiente para garantir que sejam feitas inferências sobre o coeficiente estimado para a diversidade na regressão da despesa. Portanto, é baixo o risco de estarmos lidando com estimativas muito viesadas, o que seria o caso se os instrumentos fossem fracos e ainda houvesse correlação entre os instrumentos e os erros, mesmo que muito pequena [Wooldridge (2002)].

Em segundo, o teste de Wu-Hausman indica que, para os modelos que usam os indicadores *DivQuantRelEquip* e *DivQuantProcedS&W*, rejeita-se a hipótese nula de que a variável diversidade pode ser tratada como exógena. Logo, dentre os três indicadores aqui discutidos, a utilização de métodos de variáveis instrumentais parece ser dispensável somente no caso de *DivValorProcedSimpson*.

Em terceiro, os testes de superidentificação de Sargan e *J* de Hansen indicam a rejeição da hipótese nula de que todos os instrumentos diversidade são exógenos, isto é, ortogonais (não correlacionados) aos erros da equação da demanda. Assim, o conjunto de instrumentos da diversidade *não* pode ser considerado válido. Dito de outra forma, a projeção linear da diversidade não está bem especificada.

Esse resultado não surpreende, uma vez que, na ausência de um modelo teórico sobre a determinação da diversidade de serviços públicos de saúde, optamos por uma escolha *ad hoc* de 43 instrumentos, baseada em hipóteses que formulamos. A diversidade seria influenciada pelo perfil da demanda por serviços de saúde (grau de

⁹⁶ As estimativas apresentadas no capítulo anterior corroboram este resultado.

complexidade de procedimentos médicos e condições de saúde que geram internações hospitalares e óbitos) e por características da provisão privada de serviços de saúde (cobertura da população por plano de saúde e diversidade dos serviços prestados por entes privados). É muito provável que pelo menos um desses instrumentos não seja exógeno de fato. A análise apresentada no capítulo anterior mostra que o conjunto de instrumentos pode ser sensivelmente reduzido, uma vez que a grande maioria das condições de saúde não tem relação estatisticamente significativa com a diversidade. Além disso, talvez tenhamos incorretamente excluído da equação de regressão do nível da demanda variáveis relevantes para explicá-la, como o grau de cobertura da população por planos de saúde.

Finalmente, passamos à avaliação do impacto da diversidade dos serviços prestados sobre as estimativas da equação de demanda por serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros. A Tabela 20, abaixo, apresenta as estimativas dos modelos de regressão na ausência de indicadores de diversidade.

TABELA 20 - ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO DE REGRESSÃO DA DEMANDA SEM CONTEMPLAR INDICADOR DE DIVERSIDADE⁽¹⁾

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,323***	2,396	-11,676***	2,371
População	-0,014**	0,006	-0,012**	0,005
Custo	0,036***	0,007	0,038***	0,005
Renda	1,126***	0,022	1,130***	0,014
Densidade demográfica	0,003	0,003	0,003	0,003
Prop. residentes estáveis	0,097*	0,054	0,105**	0,049
Tx. média anual de var. da pop.	-0,035*	0,019	-0,036*	0,020
Grau de urbanização	0,030***	0,009	0,019**	0,009
Prop. Jovens	-0,132***	0,037	-0,131***	0,038
Prop. Idosos	0,055***	0,018	0,043**	0,017
Prop. não brancos	0,047***	0,010	0,031***	0,010
Taxa de ocupação	0,321***	0,089	0,242***	0,085
Grau de pobreza	0,076***	0,012	0,075***	0,012
Desigualdade de renda	-0,998***	0,027	-1,026***	0,022
Esperança de vida	2,358***	0,502	1,644***	0,500
Mortalidade infantil	0,266***	0,063	0,188***	0,061
Dummy consórcio saúde	0,026***	0,007	0,020***	0,006
Dummy prefeito colig. PSDB	0,011	0,008	0,009	0,008
Dummy prefeito colig. PT	0,006	0,008	0,005	0,008
Dummy capital estadual	0,073	0,052	0,088**	0,038
Dummy região Norte	-0,081***	0,015	-0,085***	0,018
Dummy região Nordeste	-0,025	0,017	-0,014	0,019

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,009	0,013	-0,005	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,033*	0,017	-0,055***	0,019
Congest. serv. públ. saúde(γ) ⁽²⁾	0,611***	0,006	0,684***	0,005
Autocorrel. espacial (ρ) ⁽³⁾	NA	NA	0,298***	0,023
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado ⁽⁴⁾	0,768	NA	0,775	NA
Teste Wald signif. global	12.500***	NA	14.612***	NA
Teste LR dep. Espacial	NA	NA	143,624***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	169,450***	NA

Fonte: Elaborada pelos autores.

(1) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. Os resultados relativos aos modelos OLS e OLS HC são omitidos para simplificar a exposição. Suas estimativas são as mesmas e, de maneira geral, têm menores erros-padrão do que as do modelo OLS HAC exibido na tabela. O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p -valor < 0,01, ** se p -valor < 0,05, * se p -valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário;

(2) Significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dado pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística t assintótica (i.e., a estatística z) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald;

(3) O erro padrão da estimativa do coeficiente de congestionamento é calculado pelo "Método Delta";

(4) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke

Comparando os resultados exibidos na Tabela 20 com aqueles nas Tabelas 16, 17 e 18, constata-se que a inclusão da diversidade não tem efeito relevante sobre o sinal, a magnitude e o nível de significância estatística da maioria das variáveis de controle e explicativas, à exceção da variável população. Não altera o sinal, que é sempre negativo, mas amplifica a elasticidade de demanda em relação à população. No caso mais extremo, o valor do coeficiente da população estimado com a diversidade incluída (-0,039 no modelo 2SLS HC com o indicador *DivQuantProcedS&W*) corresponde a mais de três vezes o coeficiente estimado sem a diversidade (-0,012 no modelo SEM). Esse diferencial é uma evidência do viés causado pela omissão da diversidade, conforme predito por Oates (1988). Representa o quanto da variação da despesa pública per capita com saúde é erroneamente atribuída à escala do município, ao invés de corretamente associada à diversidade (escopo) da provisão pública de serviços de saúde.

As estimativas do coeficiente da população obtidas de modelos que desconsideram a relação entre despesa per capita e diversidade de serviços municipais de saúde, neste estudo, ainda são muito inferiores às aquelas encontradas em Sousa

(2006c), em torno de -0,11. Logo, não pode ser inteiramente atribuído ao "efeito zoo" a discrepância entre os diferentes estudos. É mais provável que a diferença se deva à década que separa as bases de dados e, conseqüentemente, à variação dos determinantes da demanda por serviços públicos neste período de tempo.

De toda forma, o resultado aqui obtido sugere que as estimativas associadas à variável população são impactadas de maneira expressiva pela inclusão de indicadores de diversidade. Nesse sentido, também devem ser avaliadas com mais prudência comparações de coeficientes estimados para diferentes rubricas de despesa e para diferentes governos locais, uma vez que, entre eles, é grande a variabilidade de cestas de bens e serviços ofertados. Mais especificamente, os resultados deste estudo sugerem que a diversidade dos serviços prestados realmente é um fator que não pode ser ignorado nas análises de determinação da demanda por serviços públicos, conforme apontado por Oates (1988).

Essa conclusão fica ainda mais clara quando se tem em conta o efeito que a inclusão de indicadores de diversidade tem sobre as estimativas do parâmetro de congestionamento na equação de regressão da despesa pública per capita com saúde dos municípios brasileiros. A Tabela 21, abaixo, destaca o impacto da inclusão da variável diversidade sobre as estimativas do congestionamento.

TABELA 21 - ESTIMATIVAS DO CONGESTIONAMENTO NAS REGRESSÕES DA DEMANDA

Indicador de diversidade utilizado como variável explicativa	OLS, OLS HC e OLS HAC	SEM	SUR	3SLS, 2SLS e 2SLS HC	GMM HAC
Nenhum	0,611	0,684	NA	NA	NA
<i>DivQuantRelEquip</i>	0,443	0,556	0,412	0,194	0,186
<i>DivQuantProcedS&W</i>	0,447	0,565	0,414	-0,083	0,262
<i>DivValorProcedSimpson</i>	0,297	0,436	0,324	0,405	0,522

Fonte: Elaborada pelos autores.

É notável a semelhança entre as estimativas da maior parte da literatura nacional, que, porém, *não* trata especificamente de provisão de serviços públicos de saúde, e as estimativas aqui obtidas nos modelos que não incluem a diversidade. Conforme mencionado anteriormente, Mendes e Sousa (2006a, 2006b, 2006c), Medeiros e Barcelos (2007) e Menezes et al. (2011) estimam coeficientes que giram em torno de 0,6. Como pode ser visto na Tabela 21, sem considerar a diversidade, estimamos

coeficientes de congestionamento iguais a 0,611 e 0,684 para a provisão pública municipal de serviços de saúde. Quando controlada a diversidade, porém, o coeficiente estimado gravita, de maneira geral, entre 0,25 e 0,45.

Portanto, a análise da provisão de serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros mostra que é significativo o impacto da diversidade sobre as estimativas de congestionamento. Quando a diversidade é incluída nas equações de regressão, a elasticidade-preço praticamente não se altera, mas o coeficiente associado à população é minorado, indicando uma redução mais acentuada da despesa per capita em resposta a uma ampliação da população, revelando que o consumo de serviços de saúde prestados por prefeituras têm grau de congestionamento ainda mais próximo do que se espera de um bem público puro.

Contudo, vale relembrar algo que já foi destacado anteriormente: os coeficientes de congestionamento estimados neste estudo são relativamente reduzidos devido às elevadas estimativas da elasticidade-preço, um resultado que diverge da maior parte da literatura empírica internacional. Segundo Reiter e Weichenrieder (1997), esses estudos encontram coeficientes de congestionamento próximos a unidade porque, além de estimarem coeficientes muito pequenos associados à população – como neste trabalho –, obtêm elasticidades-preço da demanda muito pequenas, mais próximas a zero. Assim, nesses estudos, a despesa per capita não cai ou cai muito pouco em resposta a um aumento da população, mesmo em um contexto em que a redução do preço do bem (decorrente da divisão de um custo invariável por um número maior de contribuintes) *não* se traduz em crescimento expressivo da demanda pelo bem. Consequentemente, seus resultados sugerem que os serviços prestados por entidades subnacionais têm características de bem privado.

Isso significa que o tamanho do "efeito zoo" sobre as estimativas de congestionamento deve ser analisado com cautela. Impactos muito menores seriam obtidos caso as estimativas de elasticidade-preço da demanda não fossem tão próximas a unidade.

Assim, estudos que também estimam elevadas elasticidade-preço da demanda tendem a ser mais suscetíveis ao viés causado pelo "efeito zoo" e, portanto, a erros de interpretação do grau de publicidade (*publicness*) dos serviços analisados. É o caso, por exemplo, de Mendes e Sousa (2006a), relativo a despesas correntes totais de municípios brasileiros, Medeiros e Barcelos (2007), sobre despesas per capita com educação de municípios brasileiros e de Bates e Santerre (2013), sobre despesas com saúde de

governos locais nos EUA. Entretanto, como a maior parte da literatura estima que a demanda por serviços públicos locais é relativamente inelástica a variações de preço de provisão, é mais provável que o "efeito zoo" não fosse suficiente para mudar a percepção quanto ao grau de rivalidade de serviços públicos.

A percepção de impacto limitado do "efeito zoo" é reforçada pelo trabalho de Mendes e Sousa (2006c), que tem resultados mais comparáveis aos deste estudo, uma vez que também foca na despesa per capita em saúde de municípios brasileiros, mas no ano de 2000, e estima uma elasticidade-preço da demanda relativamente baixa. Mesmo sem considerar o efeito da diversidade, os autores estimam congestionamento entre 0,155 e 0,245, valores inferiores aos valores típicos encontrados neste estudo, entre 0,25 e 0,45.

Portanto, ainda que tenha impacto relevante sobre as estimativas de congestionamento, o "efeito zoo" não pode ser usado para justificar o aparente paradoxo da provisão pública de bens e serviços que parecem não apresentar economias de escala no consumo.

Da mesma forma, este estudo não fornece suporte empírico ao argumento de Mendes e Sousa (2006c) e Sousa e Mendes (2011). Por meio de regressões quantílicas, esses autores encontram evidência de que os coeficientes de congestionamento tendem a ser maiores para os quantis superiores de despesa, onde se concentram os mais populosos municípios brasileiros. E especulam que esse resultado pode ser atribuído ao "efeito zoo", que seria particularmente importante nos casos de saúde e educação, tendo em vista o custo fixo elevado associado à prestação de determinados tipos de serviços nessas áreas. Como são estudos que estimam elasticidades-preço da demanda relativamente baixas, é improvável que inclusão da diversidade dos serviços afetasse fundamentalmente as estimativas de congestionamento de municípios mais populosos.

E. Conclusões

Utilizando dados de uma amostra de municípios relativos ao ano de 2010, este estudo realiza uma análise dos serviços públicos locais de saúde no Brasil. A análise tem o objetivo testar a hipótese de Oates (1988) sobre a existência do "efeito zoo": em face de uma população maior, as despesas públicas se expandem não somente para compensar eventuais custos de congestionamento que afetam o consumo individual de

bens públicos locais, mas também porque municípios mais populosos tendem a ofertar uma cesta de serviços mais diversa, composta por elementos mais custosos, incapazes de serem financiados por governos locais de menor porte.

O estudo inova ao relacionar, do ponto de vista empírico, a determinação do nível da demanda e da diversidade dos serviços prestados. A demanda é medida pela despesa municipal per capita com saúde e a diversidade é mensurada por sete indicadores distintos concebidos de forma a expressar dimensões relevantes da provisão de serviços de saúde, como tipos de procedimentos médicos, estabelecimentos, equipamentos, leitos e especialidades dos profissionais médicos.

O estudo corrobora parcialmente a hipótese de Oates (1988). As estimativas dos diferentes modelos de regressão linear indicam que a inclusão da diversidade como variável explicativa afeta de maneira significativa as estimativas do efeito da população sobre a despesa. Nesse sentido, o estudo aponta para a necessidade de se contemplar a diversidade de serviços públicos na análise dos determinantes da despesa pública quando o interesse recai sobre o efeito da escala de prestação de serviços.

A influência da diversidade sobre a população acaba por repercutir nas estimativas do parâmetro de congestionamento, que são sensivelmente reduzidas quando contemplados indicadores de diversidade. A princípio, esse resultado poderia ser interpretado de maneira generalizada e imprudente como indício de que o grau de publicidade (*publicness*) dos serviços públicos locais é maior do que o estimado por estudos que ignoram a diversidade dos serviços prestados. Contudo, uma análise atenta do resultado obtido revela que o impacto da variação do efeito da população sobre o parâmetro de congestionamento tende a ser relevante somente quando a estimativa da elasticidade-preço da demanda pelo serviço é próxima a -1 . Como esse não é o caso da maioria da literatura devotada ao tema, a consideração da diversidade e, conseqüentemente, do "efeito zoo", não parece ser suficiente para questionar a evidência empírica predominante de que entes subnacionais ofertam serviços marcados por elevado nível de rivalidade no consumo e, portanto, muito semelhante a bens tipicamente privados.

De toda forma, contrariando essa linhagem de resultados, mas reforçando a pesquisa de Mendes e Sousa (2006c), as estimativas de parâmetro de congestionamento deste estudo indicam que a provisão de serviços de saúde nos municípios brasileiros é caracterizada por um nível considerável de ganhos de escala.

São duas as principais limitações do estudo. Em primeiro lugar, o modelo teórico que fundamenta a análise empírica estabelece um parâmetro constante de congestionamento. Contudo, conforme destacado em Reiter e Weichenrieder (1997), isso exclui a possibilidade de que o grau de publicidade (*publicness*) dependa do tamanho da população, impedindo considerações sobre a escala ótima de provisão de serviços públicos. Em segundo lugar, a determinação da diversidade dos serviços públicos de saúde não se baseia em um modelo microfundamentado, o que acaba por redundar em um conjunto de instrumentos mal especificado nos modelos que tratam a diversidade como variável explicativa potencialmente endógena, o que pode ser fonte de viés das estimativas.

F. *Referências bibliográficas*

Anselin, L. (1988). "Spatial econometrics: methods and models". Dordrecht: Kluwer Academic.

Anselin, L. (2001). "Spatial Econometrics". In: "A Companion to Theoretical Econometrics", B. H. Baltagi (Ed.), 310–330, Oxford, Blackwell.

Baudry, M., Leprince, M., Moreau, C. (2002) "Préférences Révélées, Bien Public Local et Electeur Médian: Tests sur Données Françaises." *Économie et Prévision* 156: 125-145.

Bates, L.J., Santerre, R.E., (2008). "The demand for local public health: do unified and independent public health departments spend differently?". *Medical Care* 46, 590–596.

_____ (2013). "Does regionalization of local public health services influence public spending levels and allocative efficiency?". *Regional Science and Urban Economics* 43 (2013) 209–219.

Bergstrom, T. C., Goodman, R. P. (1973). "Private demands for public goods". *The American Economic Review*, Nashville, v. 63, n. 3, p. 280-296.

Black, D. (1948). "On the rationale for group decision making". *Journal of Political Economy* 56:23-24.

Borchering, T. E.; Deacon, R. T. (1972). "The Demand for the Services of Non-Federal Governments". *The American Economic Review*, 62(5): 891-901.

Breunig R., and Rocaboy, Y. (2008). "Per-capita public expenditures and population size: a non-parametric analysis using French data". *Public Choice* 136, 429-445.

- Burki, S. J., Perry, G., & Dillinger, W. R. (Eds.). (1999). "Beyond the center: Decentralizing the state". World Bank Publications.
- Cameron, A. C., Trivedi, P. K. (2005). "Microeconometrics: Methods and Applications," Cambridge University Press, New York.
- Conley, T. G. (1999). "GMM estimation with cross sectional dependence". *Journal of Econometrics*, 92:1–45.
- Downs, A. (1957). "An Economic Theory of Democracy". New York: Harper and Row.
- Fine, M. J., Said A. I., Stephen B. T. "The Role of Race and Genetics in Health Disparities Research." *American Journal of Public Health* 95.12 (2005): 2125–2128. PMC.
- Frère Q, Hammadou H, Paty S. (2011). "Range of local public services and population size: Is there a "zoo effect" in French jurisdictions?". *Louvain Economic Review* 77: 87-104.
- Guengant, A., Josselin, J.M., Rocaboy, Y. (2002). "Effects of Club Size in the Provision of Public Goods: Network and Congestion Effects in the Case of the French Municipalities." *Papers in Regional Science* 81: 443-460.
- Gragnolati, M., Lindelow, M., Couttolenc, B. (2013). "20 anos de construção do sistema de saúde no Brasil: uma análise do sistema unico de saúde". World Bank Publications.
- Henningsen, A., Hamann, J.D. (2007). "systemfitt: A Package for Estimating Systems of Simultaneous Equations in R". *Journal of Statistical Software*, 23(4), 1. Disponível em <http://www.jstatsoft.org/v23/i04/>.
- Herfindahl, O. C. (1950). "Concentration in the steel industry". Tese de Doutorado, Columbia University, New York, 1950.
- Hindriks, J., & Myles, G. D. (2006). "Intermediate public economics". Cambridge: MIT Press.
- Hirschman, A. O. (1945). "National power and the structure of foreign trade". Berkley: University of California, Vol. 105.
- _____ (1964). "The Paternity of an Index". *The American Economic Review*, Pittsburgh, v. 54, n. 5, p. 761-762.
- Lesage, J., Pace, R. K. (2009). "Introduction to spatial econometrics". Boca Raton: CRC Press.
- MacArthur, J. B., Stranahan, H. A. (1998). "Cost driver analysis in hospitals: A simultaneous equations approach". *Journal of Management Accounting Research*; 10, ProQuest Research Library pg. 279.

MacKinnon J.G., White, H. (1985). "Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties." *Journal of Econometrics*, 29, 305–325.

McAndrew, William (2015). "How 'Public' are Local Public Goods? Empirical Evidence Using Data from the Forensic Science Industry". Mimeo. Disponível em <https://dl.dropboxusercontent.com/u/12376689/Job%20Market%20Paper.pdf>. Último acesso em 04/05/2016.

Medeiros, O. R. de, Barcelos, C. L. K., (2007). "Explaining Public Expenditures in Education: An Empirical Analysis in Brazilian Municipalities". Disponível em <http://ssrn.com/abstract=958852>.

Mendes, C. C., Sousa, M. C. S. (2006a). "Demand for locally provided services within the median voter's framework: the case of Brazilian municipalities". *Applied Economics*, v. 38, n. 3, p. 239-251.

_____ (2006b). "Estimando a demanda por serviços públicos nos municípios brasileiros". *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 3, p. 281-296.

_____ (2006c). "O papel da demanda na despesa pública em educação e saúde em municípios brasileiros". Brasília: Ipea (Texto para Discussão, n. 1197).

Mendes, M., Miranda, R. B., & Cosio, F. B. (2008). "Transferências intergovernamentais no Brasil: diagnóstico e proposta de reforma". Senado Federal, Consultoria Legislativa

Menezes, R. T. de, Saiani, C. C. S., Zoghbi, A. C. P. (2011). "Demanda mediana por serviços públicos e desempenho eleitoral: evidências do modelo do eleitor mediano para os municípios brasileiros". *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 41, n. 1, p. 25-57.

Musgrove, P. (1996). "Public and private roles in health". Washington^ eD. CDC: World Bank.

Newey, W. K., West, K. D. (1987). "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". *Econometrica*, Oxford, v.55, p.703-708.

Oliveira, P. P. ; Rocha, F. F. ; Duarte, J. ; Pereira, L. F. V. N., Gadelha, S. R. B. (2012). "Mais recursos ou mais eficiência: uma análise da oferta e da demanda por serviços de saúde no Brasil". In: 40º Encontro Nacional de Economia, Porto de Galinhas. Anais do Encontro Anpec.

Pinar, A. (2001). "A Cross-Section Analysis of Local Public Spending in Turkey". *Metu Studies in Development*. Vol. 28, 203-218.

Revelli, F. (2005), "On spatial public finance empirics", *International Tax and Public Finance*, Vol.12, N°4, pp.475-492.

Samuelson, Paul A. (1954). "The Pure Theory of Public Expenditure". *Review of Economics and Statistics*, 36 (4): 387–389.

Santerre, R. E. (1985). "Spatial differences in the demands for local public goods". *Land Economics* 61, 119–128.

Sanz, I., Velázquez, F. J. (2002). "Determinants of the composition of government expenditure by functions". Madrid: European Economy Group, 2002 (Working Paper, 13).

Sousa, M. C. S., Mendes, C. C. (2011). "Locally Provided Public Schooling in Brazilian Municipalities". *Revista Economia, Brasília*, v. 12, n. 3, p. 427-444, set./dez.

Stirling, A. (2007). "A general framework for analysing diversity in science, technology and society". *Journal of the Royal Society Interface* 4, 707–719.

Teixeira, L. da S., Dowell, Maria C. M., Bugarin, Maurício. (2003). "Consórcios Intermunicipais de Saúde: uma análise à luz da Teoria dos Jogos". *Revista Brasileira de Economia*, 57(1), 253-281.

Teixeira, L. da S. (2006). "Consórcios intermunicipais: instrumento para aumentar a eficiência do gasto público". In: M. Mendes (Org.). "Gasto Público Eficiente: 91 Propostas para o Desenvolvimento do Brasil". São Paulo: Instituto Fernand Braudel/Topbooks.

White, H. (1982). "Instrumental Variables Regression with Independent Observations". *Econometrica* 50, 483–499.

Wooldridge, J., (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". MIT Press, Cambridge, MA.

Ywata, A. X. C., Da Mata, D., Chomitz, K. (2005). "Estimation of multiequation crosssection models in the presence of spatial autocorrelation". Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.111).

Ywata, A. X. C., Albuquerque, P. H. M. (2011). "Métodos e Modelos em Econometria Espacial. Uma Revisão". *Revista Brasileira de Biometria*, v. 29, p. 273-306.

Anexo estatístico A - Tabelas das estimativas das equações de regressão da demanda por serviços públicos de saúde⁹⁷

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,290***	2,112	-15,290***	2,224	-15,290***	2,391	-11,693***	2,363
População	-0,0199***	0,005	-0,0199***	0,006	-0,0199***	0,006	-0,0170***	0,005
Custo	0,0357***	0,005	0,0357***	0,006	0,0357***	0,007	0,0383***	0,005
Renda	1,124***	0,014	1,124***	0,020	1,124***	0,022	1,129***	0,014
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantRelEquip</i>)	0,015***	0,003	0,015***	0,003	0,015***	0,003	0,013***	0,003
Densidade demográfica	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003
Prop. residentes estáveis	0,098**	0,047	0,098**	0,050	0,098*	0,054	0,107**	0,049
Tx. média anual de var. da pop.	-0,034*	0,019	-0,034*	0,018	-0,034*	0,019	-0,035*	0,020
Grau de urbanização	0,026***	0,009	0,026***	0,008	0,026***	0,009	0,015*	0,009
Prop. Jovens	-0,133***	0,035	-0,133***	0,035	-0,133***	0,036	-0,131***	0,038
Prop. Idosos	0,051***	0,017	0,051***	0,017	0,051***	0,018	0,040**	0,017
Prop. não-brancos	0,049***	0,008	0,049***	0,008	0,049***	0,010	0,032***	0,010

⁹⁷ (i) As estimativas se referem a uma amostra de dados *cross-section* de 5.243 municípios brasileiros, que, em sua maioria, são relativos ao ano de 2010. (ii) São 14 tabelas no total. 2 tabelas para cada um dos 7 indicadores de diversidade considerados como variável explicativa, nesta ordem: *DivQuantRelEquip*, *DivQuantProcedS&W*, *DivValorProcedSimpson*, *DivQuantProced*, *DivQuantEstab*, *DivQuantMed* e *DivQuantLeitoP&T*. A primeira tabela de cada indicador apresenta as estimativas das equações de regressão da despesa pública per capita com saúde de modelos econométricos em que a diversidade e a despesa pública per capita com serviços públicos de saúde são autônomas (OLS, OLS HC, OLS HAC e SEM). A segunda tabela apresenta as estimativas das equações de regressão da despesa pública per capita com saúde de modelos econométricos em que a diversidade e a despesa pública per capita com serviços públicos de saúde formam um sistema de equações (SUR, 3SLS, 2SLS, 2SLS HC e GMM HAC). (iii) Todas as variáveis são transformadas por logaritmo, à exceção das *dummies*. (iv) O nível de significância estatística dos parâmetros estimados são representados por asteriscos: *** se p-valor < 0,01, ** se p-valor < 0,05, * se p-valor < 0,10 e nenhum asterisco caso contrário. (v) A significância estatística do parâmetro de autocorrelação espacial é dado pelo teste de Wald de dependência espacial. A estatística *t* assintótica (i.e., a estatística *z*) do parâmetro estimado corresponde à raiz quadrada da estatística do teste de Wald. (vi) O erro-padrão da estimativa do coeficiente de congestionamento é calculado pelo "Método Delta". (vii) No caso do modelo de erros espaciais – SEM, é apresentado o valor do pseudo-R² de Nagelkerke ao invés do R² ajustado.

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Taxa de ocupação	0,323***	0,083	0,323***	0,085	0,323***	0,090	0,245***	0,085
Grau de pobreza	0,077***	0,011	0,077***	0,011	0,077***	0,012	0,076***	0,012
Desigualdade de renda	-0,994***	0,021	-0,994***	0,024	-0,994***	0,027	-1,023***	0,022
Esperança de vida	2,355***	0,444	2,355***	0,467	2,355***	0,501	1,647***	0,499
Mortalidade infantil	0,268***	0,054	0,268***	0,058	0,268***	0,063	0,190***	0,061
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,026***	0,007	0,020***	0,006
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,011	0,009	0,011	0,008	0,011	0,008	0,009	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008	0,005	0,008
<i>Dummy</i> capital estadual	0,087**	0,039	0,087	0,055	0,087*	0,052	0,098***	0,038
<i>Dummy</i> região Norte	-0,084***	0,014	-0,084***	0,014	-0,084***	0,015	-0,087***	0,018
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,023	0,016	-0,023	0,016	-0,023	0,017	-0,012	0,019
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,009	0,012	-0,009	0,011	-0,009	0,012	-0,005	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,029*	0,016	-0,029*	0,015	-0,029*	0,018	-0,052***	0,019
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,443***	0,005	0,443***	0,006	0,443***	0,006	0,556***	0,005
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,294***	0,023
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,769	NA	0,769	NA	0,769	NA	0,776	NA
Teste Wald signif. global	16700,668***	NA	15442,762***	NA	12653,803***	NA	14694,798***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	137,741***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	163,494***	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,284***	2,112	-15,240***	2,120	-15,240***	2,120	-15,240***	2,215	-13,421***	3,655
População	-0,02100***	0,005	-0,029***	0,006	-0,029***	0,006	-0,029***	0,008	-0,035***	0,009
Custo	0,0357***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,006	0,043***	0,008
Renda	1,124***	0,014	1,121***	0,014	1,121***	0,014	1,121***	0,020	1,173***	0,025
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantRelEquip</i>)	0,018***	0,003	0,038***	0,010	0,038***	0,010	0,038***	0,010	0,044***	0,013
Densidade demográfica	0,004	0,003	0,005*	0,003	0,005*	0,003	0,005*	0,003	0,010**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,099**	0,047	0,100**	0,048	0,100**	0,048	0,100**	0,049	0,252**	0,108
Tx. média anual de var. da pop.	-0,033*	0,019	-0,031	0,019	-0,031	0,019	-0,031*	0,018	-0,038	0,025
Grau de urbanização	0,025***	0,009	0,019**	0,009	0,019**	0,009	0,019**	0,009	0,031**	0,013
Prop. jovens	-0,133***	0,035	-0,134***	0,036	-0,134***	0,036	-0,134***	0,034	-0,228***	0,066
Prop. idosos	0,050***	0,017	0,045***	0,017	0,045***	0,017	0,045***	0,017	-0,021	0,030
Prop. não-brancos	0,049***	0,008	0,052***	0,009	0,052***	0,009	0,052***	0,008	0,050***	0,012
Taxa de ocupação	0,323***	0,083	0,326***	0,083	0,326***	0,083	0,326***	0,085	0,631***	0,163
Grau de pobreza	0,077***	0,011	0,078***	0,011	0,078***	0,011	0,078***	0,011	0,113***	0,015
Desigualdade de renda	-0,993***	0,021	-0,987***	0,021	-0,987***	0,021	-0,987***	0,025	-1,036***	0,032
Esperança de vida	2,354***	0,444	2,351***	0,446	2,351***	0,446	2,351***	0,465	1,519**	0,767
Mortalidade infantil	0,269***	0,054	0,272***	0,054	0,272***	0,054	0,272***	0,058	0,171*	0,098
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,034***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,011	0,009	0,011	0,009	0,011	0,009	0,011	0,008	0,016	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,005	0,008	0,005	0,008	0,005	0,008	0,007	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,089**	0,039	0,107***	0,040	0,107***	0,040	0,107**	0,055	0,143	0,133
<i>Dummy</i> região Norte	-0,085***	0,014	-0,089***	0,014	-0,089***	0,014	-0,089***	0,014	-0,092***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,023	0,016	-0,020	0,016	-0,020	0,016	-0,020	0,016	-0,005	0,027
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,008	0,012	-0,008	0,012	-0,008	0,012	-0,008	0,011	-0,029	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,029*	0,016	-0,024	0,016	-0,024	0,016	-0,024	0,015	-0,058**	0,024
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,412***	0,005	0,194***	0,006	0,194***	0,006	0,194***	0,007	0,186***	0,009

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,768	NA	0,767	NA	0,767	NA	0,767	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	17434,395***	NA	17283,46***	NA	17283,46***	NA	15226,624***	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	16,846***	NA	16,846***	NA	18,274***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	5,853**	NA	5,853**	NA	5,896**	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	197,52***	NA	197,52***	NA	197,52***	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	87,086*

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,349***	2,112	-15,349***	2,239	-15,349***	2,401	-11,733***	2,362
População	-0,0198***	0,005	-0,0198***	0,006	-0,0198***	0,007	-0,0166***	0,005
Custo	0,0358***	0,005	0,0358***	0,006	0,0358***	0,007	0,0382***	0,005
Renda	1,121***	0,014	1,121***	0,020	1,121***	0,022	1,126***	0,014
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantProcedS&W</i>)	0,039***	0,009	0,039***	0,013	0,039***	0,012	0,029***	0,009
Densidade demográfica	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003
Prop. residentes estáveis	0,091*	0,047	0,091*	0,051	0,091*	0,054	0,102**	0,049
Tx. média anual de var. da pop.	-0,035*	0,019	-0,035**	0,018	-0,035*	0,019	-0,035*	0,020
Grau de urbanização	0,025***	0,009	0,025***	0,008	0,025***	0,009	0,016*	0,009
Prop. Jovens	-0,135***	0,035	-0,135***	0,035	-0,135***	0,037	-0,133***	0,038
Prop. Idosos	0,052***	0,017	0,052***	0,017	0,052***	0,018	0,041**	0,017
Prop. não-brancos	0,048***	0,008	0,048***	0,008	0,048***	0,010	0,032***	0,010
Taxa de ocupação	0,312***	0,083	0,312***	0,085	0,312***	0,089	0,238***	0,085
Grau de pobreza	0,074***	0,011	0,074***	0,011	0,074***	0,012	0,074***	0,012
Desigualdade de renda	-0,992***	0,021	-0,992***	0,024	-0,992***	0,027	-1,020***	0,022
Esperança de vida	2,394***	0,444	2,394***	0,470	2,394***	0,503	1,677***	0,498
Mortalidade infantil	0,272***	0,054	0,272***	0,059	0,272***	0,063	0,193***	0,061
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,025***	0,006	0,025***	0,006	0,025***	0,007	0,020***	0,006
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,011	0,009	0,011	0,008	0,011	0,008	0,009	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008	0,005	0,008
<i>Dummy</i> capital estadual	0,077**	0,039	0,077	0,055	0,077	0,052	0,091**	0,038
<i>Dummy</i> região Norte	-0,082***	0,014	-0,082***	0,014	-0,082***	0,015	-0,086***	0,018
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,024	0,016	-0,024	0,016	-0,024	0,017	-0,014	0,019
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,009	0,012	-0,009	0,011	-0,009	0,012	-0,005	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,031**	0,016	-0,031**	0,015	-0,031*	0,017	-0,053***	0,019

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,447***	0,005	0,447***	0,006	0,447***	0,006	0,565***	0,005
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,292***	0,023
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,769	NA	0,769	NA	0,769	NA	0,775	NA
Teste Wald signif. global	16700,898***	NA	15425,68***	NA	12632,862***	NA	14704,171***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	135,387***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	160,151***	NA
Teste F instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste J de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,354***	2,112	-15,436***	2,155	-15,436***	2,155	-15,436***	2,371	-13,454***	3,419
População	-0,02097***	0,005	-0,039***	0,007	-0,039***	0,007	-0,039***	0,009	-0,031***	0,010
Custo	0,0358***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,006	0,042***	0,008
Renda	1,120***	0,014	1,104***	0,015	1,104***	0,015	1,104***	0,021	1,159***	0,026
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantProcedS&W</i>)	0,046***	0,009	0,168***	0,037	0,168***	0,037	0,168***	0,041	0,104**	0,047
Densidade demográfica	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,008**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,090*	0,047	0,071	0,049	0,071	0,049	0,071	0,052	0,191*	0,106
Tx. média anual de var. da pop.	-0,035*	0,019	-0,034*	0,019	-0,034*	0,019	-0,034*	0,018	-0,052**	0,025
Grau de urbanização	0,025***	0,009	0,011	0,010	0,011	0,010	0,011	0,010	0,035**	0,014
Prop. jovens	-0,135***	0,035	-0,144***	0,036	-0,144***	0,036	-0,144***	0,035	-0,215***	0,063
Prop. idosos	0,051***	0,017	0,042**	0,017	0,042**	0,017	0,042**	0,017	-0,010	0,028
Prop. não-brancos	0,048***	0,008	0,052***	0,009	0,052***	0,009	0,052***	0,009	0,046***	0,012
Taxa de ocupação	0,311***	0,083	0,285***	0,085	0,285***	0,085	0,285***	0,087	0,667***	0,181
Grau de pobreza	0,074***	0,011	0,069***	0,011	0,069***	0,011	0,069***	0,011	0,107***	0,016
Desigualdade de renda	-0,990***	0,021	-0,968***	0,022	-0,968***	0,022	-0,968***	0,026	-1,020***	0,032
Esperança de vida	2,401***	0,444	2,514***	0,455	2,514***	0,455	2,514***	0,498	1,564**	0,714
Mortalidade infantil	0,273***	0,054	0,290***	0,055	0,290***	0,055	0,290***	0,062	0,175*	0,091
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,025***	0,006	0,022***	0,006	0,022***	0,006	0,022***	0,006	0,032***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,011	0,009	0,009	0,009	0,009	0,009	0,009	0,009	0,015	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,005	0,008	0,005	0,008	0,005	0,008	0,009	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,078**	0,039	0,091**	0,040	0,091**	0,040	0,091*	0,053	0,096	0,106
<i>Dummy</i> região Norte	-0,082***	0,014	-0,082***	0,014	-0,082***	0,014	-0,082***	0,014	-0,090***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,024	0,016	-0,020	0,016	-0,020	0,016	-0,020	0,016	-0,017	0,025
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,010	0,012	-0,012	0,012	-0,012	0,012	-0,012	0,012	-0,035*	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,030*	0,016	-0,024	0,016	-0,024	0,016	-0,024	0,016	-0,067***	0,025

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,414***	0,005	-0,083***	0,007	-0,083***	0,007	-0,083***	0,008	0,262***	0,010
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,768	NA	0,759	NA	0,759	NA	0,759	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	17435,452** *	NA	16731,353** *	NA	16731,353** *	NA	14562,047** *	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste F instrumentos fracos	NA	NA	NA	7,745***	NA	7,745***	NA	10,559***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	13,709***	NA	13,709***	NA	11,54***	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	175,656** *	NA	175,656** *	NA	175,656** *	NA	NA
Teste J de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	85,137 *

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,240***	2,107	-15,240***	2,226	-15,240***	2,386	-11,724***	2,355
População	-0,026***	0,005	-0,026***	0,006	-0,026***	0,007	-0,022***	0,005
Custo	0,037***	0,005	0,037***	0,006	0,037***	0,007	0,039***	0,005
Renda	1,132***	0,014	1,132***	0,020	1,132***	0,022	1,136***	0,014
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivValorProcedSimpson</i>)	0,014***	0,002	0,014***	0,002	0,014***	0,002	0,012***	0,002
Densidade demográfica	0,006**	0,003	0,006*	0,003	0,006*	0,003	0,005	0,003
Prop. residentes estáveis	0,091*	0,047	0,091*	0,051	0,091*	0,055	0,098**	0,049
Tx. média anual de var. da pop.	-0,029	0,019	-0,029	0,018	-0,029	0,019	-0,032	0,020
Grau de urbanização	0,018**	0,009	0,018**	0,008	0,018**	0,009	0,009	0,009
Prop. Jovens	-0,135***	0,035	-0,135***	0,035	-0,135***	0,036	-0,133***	0,037
Prop. Idosos	0,054***	0,016	0,054***	0,017	0,054***	0,018	0,042**	0,017
Prop. não-brancos	0,050***	0,008	0,050***	0,008	0,050***	0,010	0,033***	0,009
Taxa de ocupação	0,300***	0,083	0,300***	0,085	0,300***	0,088	0,230***	0,085
Grau de pobreza	0,077***	0,011	0,077***	0,011	0,077***	0,012	0,076***	0,012
Desigualdade de renda	-0,999***	0,021	-0,999***	0,024	-0,999***	0,027	-1,026***	0,022
Esperança de vida	2,366***	0,443	2,366***	0,467	2,366***	0,500	1,670***	0,497
Mortalidade infantil	0,270***	0,054	0,270***	0,058	0,270***	0,063	0,194***	0,061
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,024***	0,006	0,024***	0,006	0,024***	0,007	0,019***	0,006
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,013	0,009	0,013	0,008	0,013	0,008	0,010	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008	0,006	0,008
<i>Dummy</i> capital estadual	0,095**	0,039	0,095*	0,056	0,095*	0,053	0,104***	0,038
<i>Dummy</i> região Norte	-0,073***	0,014	-0,073***	0,014	-0,073***	0,015	-0,078***	0,018
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,020	0,016	-0,020	0,016	-0,020	0,017	-0,010	0,019
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,007	0,012	-0,007	0,011	-0,007	0,012	-0,003	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,027*	0,015	-0,027*	0,015	-0,027	0,017	-0,049***	0,019
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,297***	0,005	0,297***	0,006	0,297***	0,006	0,436***	0,005

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,289***	0,023
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,770	NA	0,770	NA	0,770	NA	0,776	NA
Teste Wald signif. global	16801,822***	NA	15409,237***	NA	12592,229***	NA	14801,341***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	131,992***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	156,916***	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,249***	2,107	-15,267***	2,108	-15,267***	2,108	-15,267***	2,207	-13,954***	3,468
População	-0,025***	0,005	-0,022***	0,006	-0,022***	0,006	-0,022***	0,007	-0,022***	0,008
Custo	0,037***	0,005	0,037***	0,005	0,037***	0,005	0,037***	0,006	0,046***	0,008
Renda	1,132***	0,014	1,130***	0,014	1,130***	0,014	1,130***	0,020	1,199***	0,025
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivValorProcedSimpson</i>)	0,013***	0,002	0,010**	0,004	0,010**	0,004	0,010**	0,004	0,010**	0,005
Densidade demográfica	0,005*	0,003	0,005*	0,003	0,005*	0,003	0,005	0,003	0,011**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,092*	0,047	0,093**	0,047	0,093**	0,047	0,093*	0,050	0,239**	0,106
Tx. média anual de var. da pop.	-0,029	0,019	-0,031	0,019	-0,031	0,019	-0,031*	0,018	-0,029	0,024
Grau de urbanização	0,020**	0,009	0,022**	0,009	0,022**	0,009	0,022**	0,009	0,033**	0,013
Prop. jovens	-0,135***	0,035	-0,134***	0,035	-0,134***	0,035	-0,134***	0,035	-0,224***	0,064
Prop. idosos	0,054***	0,016	0,054***	0,017	0,054***	0,017	0,054***	0,017	-0,001	0,028
Prop. não-brancos	0,049***	0,008	0,049***	0,008	0,049***	0,008	0,049***	0,008	0,049***	0,012
Taxa de ocupação	0,302***	0,083	0,306***	0,083	0,306***	0,083	0,306***	0,085	0,646***	0,170
Grau de pobreza	0,077***	0,011	0,077***	0,011	0,077***	0,011	0,077***	0,011	0,120***	0,016
Desigualdade de renda	-0,999***	0,021	-0,999***	0,021	-0,999***	0,021	-0,999***	0,024	-1,065***	0,032
Esperança de vida	2,365***	0,443	2,363***	0,443	2,363***	0,443	2,363***	0,464	1,554**	0,725
Mortalidade infantil	0,270***	0,054	0,269***	0,054	0,269***	0,054	0,269***	0,058	0,174*	0,093
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,024***	0,006	0,025***	0,006	0,025***	0,006	0,025***	0,006	0,033***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,013	0,009	0,012	0,009	0,012	0,009	0,012	0,008	0,018*	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,007	0,008	0,007	0,008	0,007	0,008	0,007	0,008	0,010	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,093**	0,039	0,088**	0,039	0,088**	0,039	0,088	0,054	0,082	0,111
<i>Dummy</i> região Norte	-0,074***	0,014	-0,076***	0,014	-0,076***	0,014	-0,076***	0,014	-0,083***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,020	0,016	-0,021	0,016	-0,021	0,016	-0,021	0,015	-0,013	0,026
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,007	0,012	-0,007	0,012	-0,007	0,012	-0,007	0,011	-0,030	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,027*	0,015	-0,029*	0,016	-0,029*	0,016	-0,029*	0,015	-0,059***	0,023

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,324***	0,005	0,405***	0,006	0,405***	0,006	0,405***	0,007	0,522***	0,009
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,770	NA	0,769	NA	0,769	NA	0,769	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	17524,188** *	NA	17480,024** *	NA	17480,024** *	NA	15519,118** *	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	55,256***	NA	55,256***	NA	57,104***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	1,978	NA	1,978	NA	1,968	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	199,233** *	NA	199,233** *	NA	199,233** *	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	86,705* *

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-14,442***	2,079	-14,442***	2,202	-14,442***	2,344	-11,272***	2,306
População	-0,067***	0,006	-0,067***	0,008	-0,067***	0,008	-0,061***	0,006
Custo	0,037***	0,005	0,037***	0,006	0,037***	0,007	0,038***	0,005
Renda	1,104***	0,013	1,104***	0,020	1,104***	0,022	1,110***	0,014
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantProced</i>)	0,084***	0,006	0,084***	0,007	0,084***	0,007	0,076***	0,006
Densidade demográfica	0,009***	0,003	0,009***	0,003	0,009***	0,003	0,008**	0,003
Prop. residentes estáveis	0,066	0,047	0,066	0,049	0,066	0,052	0,076	0,048
Tx. média anual de var. da pop.	-0,022	0,019	-0,022	0,017	-0,022	0,019	-0,026	0,019
Grau de urbanização	0,004	0,009	0,004	0,008	0,004	0,009	-0,002	0,009
Prop. Jovens	-0,114***	0,035	-0,114***	0,034	-0,114***	0,035	-0,113***	0,037
Prop. Idosos	0,038**	0,016	0,038**	0,016	0,038**	0,017	0,029*	0,017
Prop. não-brancos	0,051***	0,008	0,051***	0,008	0,051***	0,010	0,036***	0,009
Taxa de ocupação	0,247***	0,082	0,247***	0,084	0,247***	0,085	0,193**	0,084
Grau de pobreza	0,076***	0,011	0,076***	0,011	0,076***	0,011	0,076***	0,011
Desigualdade de renda	-0,966***	0,021	-0,966***	0,024	-0,966***	0,026	-0,992***	0,022
Esperança de vida	2,319***	0,437	2,319***	0,463	2,319***	0,492	1,677***	0,486
Mortalidade infantil	0,270***	0,053	0,270***	0,058	0,270***	0,062	0,198***	0,060
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,020***	0,006	0,020***	0,006	0,020***	0,006	0,017***	0,006
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,012	0,008	0,012	0,008	0,012	0,008	0,010	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,007	0,008	0,007	0,007	0,007	0,008	0,006	0,008
<i>Dummy</i> capital estadual	0,118***	0,039	0,118**	0,057	0,118**	0,054	0,123***	0,038
<i>Dummy</i> região Norte	-0,081***	0,014	-0,081***	0,013	-0,081***	0,015	-0,083***	0,017
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,015	0,016	-0,015	0,015	-0,015	0,016	-0,006	0,018
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,005	0,012	0,005	0,011	0,005	0,012	0,007	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,014	0,015	-0,014	0,015	-0,014	0,017	-0,036**	0,018
Congest. serv. públ. saúde(γ)	-0,811***	0,006	-0,811***	0,007	-0,811***	0,007	-0,605***	0,006

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,265***	0,024
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,776	NA	0,776	NA	0,776	NA	0,781	NA
Teste Wald signif. global	17399,27***	NA	16383,3***	NA	13460,303***	NA	15452,192***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	107,882***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	126,500***	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-14,578***	2,079	-14,738***	2,085	-14,738***	2,085	-14,738***	2,186	-12,395***	3,532
População	-0,059***	0,006	-0,049***	0,007	-0,049***	0,007	-0,049***	0,009	-0,045***	0,010
Custo	0,037***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,006	0,042***	0,008
Renda	1,108***	0,013	1,112***	0,014	1,112***	0,014	1,112***	0,020	1,155***	0,025
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantProced</i>)	0,071***	0,006	0,056***	0,009	0,056***	0,009	0,056***	0,010	0,045***	0,011
Densidade demográfica	0,008***	0,003	0,007**	0,003	0,007**	0,003	0,007**	0,003	0,010**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,070	0,047	0,076	0,047	0,076	0,047	0,076	0,048	0,160*	0,094
Tx. média anual de var. da pop.	-0,024	0,019	-0,027	0,019	-0,027	0,019	-0,027	0,017	-0,032	0,023
Grau de urbanização	0,008	0,009	0,013	0,009	0,013	0,009	0,013	0,009	0,027**	0,013
Prop. jovens	-0,117***	0,035	-0,120***	0,035	-0,120***	0,035	-0,120***	0,034	-0,168***	0,059
Prop. idosos	0,041**	0,016	0,044***	0,016	0,044***	0,016	0,044***	0,016	0,006	0,026
Prop. não-brancos	0,050***	0,008	0,050***	0,008	0,050***	0,008	0,050***	0,008	0,049***	0,012
Taxa de ocupação	0,258***	0,082	0,272***	0,082	0,272***	0,082	0,272***	0,084	0,572***	0,169
Grau de pobreza	0,076***	0,011	0,076***	0,011	0,076***	0,011	0,076***	0,011	0,106***	0,015
Desigualdade de renda	-0,971***	0,021	-0,977***	0,021	-0,977***	0,021	-0,977***	0,025	-1,025***	0,031
Esperança de vida	2,325***	0,437	2,332***	0,438	2,332***	0,438	2,332***	0,460	1,417*	0,743
Mortalidade infantil	0,269***	0,053	0,269***	0,053	0,269***	0,053	0,269***	0,057	0,155	0,095
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,021***	0,006	0,022***	0,006	0,022***	0,006	0,022***	0,006	0,030***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,012	0,008	0,012	0,008	0,012	0,008	0,012	0,008	0,017*	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,007	0,008	0,007	0,008	0,007	0,008	0,007	0,007	0,010	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,111***	0,039	0,103***	0,039	0,103***	0,039	0,103*	0,054	0,130	0,130
<i>Dummy</i> região Norte	-0,081***	0,014	-0,081***	0,014	-0,081***	0,014	-0,081***	0,013	-0,086***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,017	0,016	-0,019	0,016	-0,019	0,016	-0,019	0,015	-0,007	0,026
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,003	0,012	0,000	0,012	0,000	0,012	0,000	0,011	-0,014	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,017	0,015	-0,021	0,015	-0,021	0,015	-0,021	0,015	-0,050**	0,022
Congest. serv. públ. saúde(<i>y</i>)	-0,595***	0,006	-0,361***	0,007	-0,361***	0,007	-0,361***	0,009	-0,071***	0,010

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,776	NA	0,775	NA	0,775	NA	0,775	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	18102,267** *	NA	17932,86** *	NA	17932,86** *	NA	15954,526** *	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	105,689** *	NA	105,689** *	NA	106,414** *	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	18,295***	NA	18,295***	NA	16,187***	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	172,274** *	NA	172,274** *	NA	172,274** *	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	81,585 *

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,445***	2,101	-15,445***	2,218	-15,445***	2,374	-11,805***	2,349
População	-0,040***	0,005	-0,040***	0,007	-0,040***	0,007	-0,036***	0,006
Custo	0,036***	0,005	0,036***	0,006	0,036***	0,007	0,038***	0,005
Renda	1,126***	0,013	1,126***	0,020	1,126***	0,022	1,131***	0,014
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantEstab</i>)	0,055***	0,006	0,055***	0,006	0,055***	0,007	0,051***	0,006
Densidade demográfica	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006*	0,003	0,006*	0,003
Prop. residentes estáveis	0,088*	0,047	0,088*	0,049	0,088*	0,053	0,094*	0,049
Tx. média anual de var. da pop.	-0,028	0,019	-0,028	0,018	-0,028	0,019	-0,031	0,020
Grau de urbanização	0,019**	0,009	0,019**	0,008	0,019**	0,009	0,009	0,009
Prop. Jovens	-0,109***	0,035	-0,109***	0,035	-0,109***	0,036	-0,113***	0,037
Prop. Idosos	0,050***	0,016	0,050***	0,017	0,050***	0,018	0,038**	0,017
Prop. não-brancos	0,046***	0,008	0,046***	0,008	0,046***	0,010	0,031***	0,009
Taxa de ocupação	0,298***	0,083	0,298***	0,084	0,298***	0,088	0,229***	0,084
Grau de pobreza	0,078***	0,011	0,078***	0,011	0,078***	0,012	0,078***	0,012
Desigualdade de renda	-0,985***	0,021	-0,985***	0,024	-0,985***	0,027	-1,015***	0,022
Esperança de vida	2,421***	0,442	2,421***	0,466	2,421***	0,498	1,700***	0,496
Mortalidade infantil	0,276***	0,054	0,276***	0,058	0,276***	0,062	0,196***	0,061
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,023***	0,006	0,023***	0,006	0,023***	0,006	0,019***	0,006
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,012	0,009	0,012	0,008	0,012	0,008	0,009	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008
<i>Dummy</i> capital estadual	0,101***	0,039	0,101*	0,057	0,101*	0,054	0,109***	0,038
<i>Dummy</i> região Norte	-0,077***	0,014	-0,077***	0,014	-0,077***	0,015	-0,080***	0,017
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,030*	0,016	-0,030*	0,015	-0,030*	0,016	-0,016	0,019
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,001	0,012	0,001	0,011	0,001	0,012	0,005	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,029*	0,015	-0,029*	0,015	-0,029*	0,017	-0,051***	0,019
Congest. serv. públ. saúde(γ)	-0,111***	0,005	-0,111***	0,006	-0,111***	0,007	0,053***	0,006

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,29***	0,023
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,771	NA	0,771	NA	0,771	NA	0,778	NA
Teste Wald signif. global	16921,721***	NA	15574,065***	NA	12694,908***	NA	14909,712***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	133,936***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	158,407***	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-15,442***	2,101	-15,431***	2,101	-15,431***	2,101	-15,431***	2,201	-14,418***	3,271
População	-0,039***	0,005	-0,037***	0,008	-0,037***	0,008	-0,037***	0,009	-0,038***	0,010
Custo	0,036***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,005	0,036***	0,006	0,046***	0,008
Renda	1,126***	0,013	1,126***	0,013	1,126***	0,013	1,126***	0,020	1,204***	0,025
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantEstab</i>)	0,053***	0,006	0,048***	0,013	0,048***	0,013	0,048***	0,013	0,049***	0,016
Densidade demográfica	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006**	0,003	0,006*	0,003	0,012***	0,004
Prop. residentes estáveis	0,089*	0,047	0,089*	0,047	0,089*	0,047	0,089*	0,048	0,215**	0,101
Tx. média anual de var. da pop.	-0,028	0,019	-0,029	0,019	-0,029	0,019	-0,029*	0,018	-0,022	0,025
Grau de urbanização	0,019**	0,009	0,020**	0,009	0,020**	0,009	0,020**	0,009	0,027**	0,012
Prop. jovens	-0,110***	0,035	-0,112***	0,036	-0,112***	0,036	-0,112***	0,034	-0,166***	0,062
Prop. idosos	0,050***	0,016	0,051***	0,016	0,051***	0,016	0,051***	0,017	0,006	0,027
Prop. não-brancos	0,046***	0,008	0,047***	0,008	0,047***	0,008	0,047***	0,008	0,043***	0,012
Taxa de ocupação	0,298***	0,083	0,300***	0,083	0,300***	0,083	0,300***	0,084	0,557***	0,157
Grau de pobreza	0,078***	0,011	0,078***	0,011	0,078***	0,011	0,078***	0,011	0,115***	0,015
Desigualdade de renda	-0,985***	0,021	-0,987***	0,021	-0,987***	0,021	-0,987***	0,025	-1,061***	0,031
Esperança de vida	2,419***	0,442	2,413***	0,442	2,413***	0,442	2,413***	0,463	1,730**	0,686
Mortalidade infantil	0,276***	0,054	0,275***	0,054	0,275***	0,054	0,275***	0,058	0,195**	0,087
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,023***	0,006	0,024***	0,006	0,024***	0,006	0,024***	0,006	0,032***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,012	0,009	0,011	0,009	0,011	0,009	0,011	0,008	0,016*	0,009
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,007	0,009	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,100**	0,039	0,097**	0,039	0,097**	0,039	0,097*	0,055	0,099	0,098
<i>Dummy</i> região Norte	-0,077***	0,014	-0,077***	0,014	-0,077***	0,014	-0,077***	0,014	-0,081***	0,019
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,030*	0,016	-0,029*	0,016	-0,029*	0,016	-0,029*	0,015	-0,016	0,024
<i>Dummy</i> região Sudeste	0,001	0,012	0,000	0,012	0,000	0,012	0,000	0,012	-0,018	0,018
<i>Dummy</i> região Sul	-0,030*	0,015	-0,030*	0,015	-0,030*	0,015	-0,030**	0,015	-0,060***	0,021

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(γ)	-0,083***	0,005	-0,028***	0,007	-0,028***	0,007	-0,028***	0,009	0,174***	0,011
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,771	NA	0,771	NA	0,771	NA	0,771	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	17653,446** *	NA	17595,016** *	NA	17595,016** *	NA	15598,501** *	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	38,213***	NA	38,213***	NA	38,654***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	0,313	NA	0,313	NA	0,319	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	203,608** *	NA	203,608** *	NA	203,608** *	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	92,051* *

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-14,999***	2,111	-14,999***	2,227	-14,999***	2,393	-11,477***	2,362
População	-0,027***	0,005	-0,027***	0,007	-0,027***	0,007	-0,024***	0,005
Custo	0,034***	0,005	0,034***	0,006	0,034***	0,007	0,037***	0,005
Renda	1,124***	0,014	1,124***	0,020	1,124***	0,022	1,129***	0,014
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantMed</i>)	0,017***	0,003	0,017***	0,003	0,017***	0,003	0,015***	0,003
Densidade demográfica	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,003	0,003
Prop. residentes estáveis	0,087*	0,047	0,087*	0,050	0,087	0,053	0,096**	0,049
Tx. média anual de var. da pop.	-0,034*	0,019	-0,034*	0,018	-0,034*	0,019	-0,034*	0,020
Grau de urbanização	0,026***	0,009	0,026***	0,008	0,026***	0,009	0,016*	0,009
Prop. Jovens	-0,131***	0,035	-0,131***	0,035	-0,131***	0,036	-0,131***	0,038
Prop. Idosos	0,053***	0,017	0,053***	0,017	0,053***	0,018	0,041**	0,017
Prop. não-brancos	0,049***	0,008	0,049***	0,008	0,049***	0,010	0,032***	0,010
Taxa de ocupação	0,305***	0,083	0,305***	0,085	0,305***	0,088	0,228***	0,085
Grau de pobreza	0,074***	0,011	0,074***	0,011	0,074***	0,012	0,075***	0,012
Desigualdade de renda	-0,991***	0,021	-0,991***	0,024	-0,991***	0,027	-1,019***	0,022
Esperança de vida	2,335***	0,444	2,335***	0,468	2,335***	0,501	1,642***	0,498
Mortalidade infantil	0,266***	0,054	0,266***	0,058	0,266***	0,063	0,190***	0,061
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,026***	0,007	0,021***	0,006
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,012	0,009	0,012	0,008	0,012	0,008	0,009	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,007	0,008	0,007	0,008	0,007	0,008	0,005	0,008
<i>Dummy</i> capital estadual	0,088**	0,039	0,088	0,056	0,088*	0,053	0,100***	0,038
<i>Dummy</i> região Norte	-0,080***	0,014	-0,080***	0,014	-0,080***	0,015	-0,083***	0,018
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,025	0,016	-0,025	0,016	-0,025	0,017	-0,014	0,019
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,009	0,012	-0,009	0,011	-0,009	0,012	-0,006	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,030*	0,015	-0,030**	0,015	-0,030*	0,017	-0,052***	0,019
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,206***	0,005	0,206***	0,006	0,206***	0,007	0,351***	0,005

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,294***	0,023
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,769	NA	0,769	NA	0,769	NA	0,776	NA
Teste Wald signif. global	16731,074***	NA	15509,167***	NA	12770,493***	NA	14724,829***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	138,266***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	163,430***	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-14,977***	2,111	-14,650***	2,131	-14,650***	2,131	-14,650***	2,228	-12,770***	3,577
População	-0,028***	0,005	-0,042***	0,011	-0,042***	0,011	-0,042***	0,013	-0,039**	0,016
Custo	0,034***	0,005	0,032***	0,005	0,032***	0,005	0,032***	0,006	0,039***	0,008
Renda	1,124***	0,014	1,122***	0,014	1,122***	0,014	1,122***	0,020	1,186***	0,025
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantMed</i>)	0,018***	0,003	0,035***	0,013	0,035***	0,013	0,035**	0,014	0,033**	0,017
Densidade demográfica	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,010**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,086*	0,047	0,075	0,048	0,075	0,048	0,075	0,049	0,153	0,094
Tx. média anual de var. da pop.	-0,034*	0,019	-0,033*	0,019	-0,033*	0,019	-0,033*	0,018	-0,040*	0,024
Grau de urbanização	0,026***	0,009	0,022**	0,009	0,022**	0,009	0,022**	0,009	0,035***	0,013
Prop. jovens	-0,131***	0,035	-0,129***	0,036	-0,129***	0,036	-0,129***	0,034	-0,174***	0,058
Prop. idosos	0,053***	0,017	0,051***	0,017	0,051***	0,017	0,051***	0,017	0,010	0,027
Prop. não-brancos	0,049***	0,008	0,052***	0,009	0,052***	0,009	0,052***	0,009	0,045***	0,013
Taxa de ocupação	0,304***	0,083	0,289***	0,084	0,289***	0,084	0,289***	0,085	0,669***	0,182
Grau de pobreza	0,074***	0,011	0,073***	0,011	0,073***	0,011	0,073***	0,011	0,113***	0,016
Desigualdade de renda	-0,990***	0,021	-0,983***	0,022	-0,983***	0,022	-0,983***	0,025	-1,039***	0,032
Esperança de vida	2,334***	0,444	2,312***	0,446	2,312***	0,446	2,312***	0,466	1,382*	0,750
Mortalidade infantil	0,266***	0,054	0,266***	0,054	0,266***	0,054	0,266***	0,058	0,153	0,095
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,026***	0,006	0,034***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,012	0,009	0,012	0,009	0,012	0,009	0,012	0,008	0,021**	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,007	0,008	0,007	0,008	0,007	0,008	0,007	0,008	0,012	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,089**	0,039	0,104**	0,041	0,104**	0,041	0,104*	0,057	0,107	0,114
<i>Dummy</i> região Norte	-0,079***	0,014	-0,078***	0,014	-0,078***	0,014	-0,078***	0,014	-0,090***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,025	0,016	-0,025	0,016	-0,025	0,016	-0,025	0,015	-0,022	0,026
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,009	0,012	-0,010	0,012	-0,010	0,012	-0,010	0,011	-0,037*	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,030*	0,015	-0,027*	0,016	-0,027*	0,016	-0,027*	0,015	-0,071***	0,025

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,176***	0,005	-0,313***	0,011	-0,313***	0,011	-0,313***	0,013	0***	0,016
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,769	NA	0,767	NA	0,767	NA	0,767	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	17462,262** *	NA	17336,323** *	NA	17336,323** *	NA	15334,727** *	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste F instrumentos fracos	NA	NA	NA	8,12***	NA	8,12***	NA	10,014***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	2,085	NA	2,085	NA	1,893	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	198,278** *	NA	198,278** *	NA	198,278** *	NA	NA
Teste J de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	85,741 *

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-14,817***	2,110	-14,817***	2,218	-14,817***	2,371	-11,512***	2,357
População	-0,026***	0,005	-0,026***	0,006	-0,026***	0,007	-0,023***	0,005
Custo	0,036***	0,005	0,036***	0,006	0,036***	0,007	0,038***	0,005
Renda	1,113***	0,014	1,113***	0,020	1,113***	0,022	1,118***	0,014
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantLeitoP&T</i>)	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,009***	0,002	0,008***	0,002
Densidade demográfica	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,003	0,003	0,003
Prop. residentes estáveis	0,079*	0,047	0,079	0,049	0,079	0,053	0,090*	0,049
Tx. média anual de var. da pop.	-0,033*	0,019	-0,033*	0,018	-0,033*	0,019	-0,034*	0,020
Grau de urbanização	0,028***	0,009	0,028***	0,008	0,028***	0,009	0,017**	0,009
Prop. Jovens	-0,124***	0,035	-0,124***	0,034	-0,124***	0,036	-0,126***	0,037
Prop. Idosos	0,053***	0,017	0,053***	0,017	0,053***	0,018	0,042**	0,017
Prop. não-brancos	0,044***	0,008	0,044***	0,008	0,044***	0,010	0,029***	0,009
Taxa de ocupação	0,318***	0,083	0,318***	0,085	0,318***	0,089	0,244***	0,085
Grau de pobreza	0,077***	0,011	0,077***	0,011	0,077***	0,012	0,076***	0,012
Desigualdade de renda	-0,981***	0,021	-0,981***	0,025	-0,981***	0,027	-1,010***	0,022
Esperança de vida	2,321***	0,444	2,321***	0,466	2,321***	0,497	1,668***	0,497
Mortalidade infantil	0,264***	0,054	0,264***	0,058	0,264***	0,062	0,192***	0,061
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,025***	0,006	0,025***	0,006	0,025***	0,007	0,020***	0,006
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,012	0,009	0,012	0,008	0,012	0,008	0,010	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,006	0,008	0,006	0,008	0,006	0,008	0,005	0,008
<i>Dummy</i> capital estadual	0,084**	0,039	0,084	0,055	0,084	0,052	0,098***	0,038
<i>Dummy</i> região Norte	-0,087***	0,014	-0,087***	0,014	-0,087***	0,015	-0,089***	0,018
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,027*	0,016	-0,027*	0,015	-0,027	0,016	-0,016	0,019
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,006	0,012	-0,006	0,011	-0,006	0,012	-0,002	0,015
<i>Dummy</i> região Sul	-0,037**	0,015	-0,037**	0,015	-0,037**	0,017	-0,057***	0,019
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,278***	0,005	0,278***	0,006	0,278***	0,006	0,395***	0,005

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	OLS		OLS HC		OLS HAC		SEM	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0,289***	0,023
Quant. Observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,769	NA	0,769	NA	0,769	NA	0,776	NA
Teste Wald signif. global	16769,576***	NA	15789,451***	NA	12716,032***	NA	14778,576***	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	133,852***	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	156,984***	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Intercepto	-14,627***	2,110	-13,392***	2,178	-13,392***	2,178	-13,392***	2,271	-12,502***	3,353
População	-0,030***	0,005	-0,060***	0,007	-0,060***	0,007	-0,060***	0,009	-0,048***	0,011
Custo	0,036***	0,005	0,037***	0,005	0,037***	0,005	0,037***	0,006	0,040***	0,008
Renda	1,108***	0,014	1,075***	0,015	1,075***	0,015	1,075***	0,022	1,121***	0,027
Diversidade serv. públ. saúde (<i>DivQuantLeitoP&T</i>)	0,013***	0,002	0,035***	0,004	0,035***	0,004	0,035***	0,005	0,026***	0,006
Densidade demográfica	0,004	0,003	0,005*	0,003	0,005*	0,003	0,005*	0,003	0,008**	0,004
Prop. residentes estáveis	0,072	0,047	0,028	0,049	0,028	0,049	0,028	0,047	0,094	0,107
Tx. média anual de var. da pop.	-0,032*	0,019	-0,026	0,019	-0,026	0,019	-0,026	0,018	-0,050*	0,026
Grau de urbanização	0,027***	0,009	0,022**	0,009	0,022**	0,009	0,022***	0,008	0,038***	0,013
Prop. jovens	-0,121***	0,035	-0,101***	0,037	-0,101***	0,037	-0,101***	0,034	-0,155**	0,066
Prop. idosos	0,053***	0,017	0,049***	0,017	0,049***	0,017	0,049***	0,017	0,008	0,029
Prop. não-brancos	0,043***	0,008	0,037***	0,009	0,037***	0,009	0,037***	0,008	0,032***	0,012
Taxa de ocupação	0,317***	0,083	0,311***	0,085	0,311***	0,085	0,311***	0,086	0,621***	0,187
Grau de pobreza	0,077***	0,011	0,079***	0,011	0,079***	0,011	0,079***	0,011	0,107***	0,016
Desigualdade de renda	-0,975***	0,021	-0,933***	0,023	-0,933***	0,023	-0,933***	0,027	-0,972***	0,033
Esperança de vida	2,307***	0,444	2,217***	0,456	2,217***	0,456	2,217***	0,475	1,604**	0,691
Mortalidade infantil	0,263***	0,054	0,257***	0,055	0,257***	0,055	0,257***	0,059	0,179**	0,088
<i>Dummy</i> consórcio saúde	0,025***	0,006	0,022***	0,006	0,022***	0,006	0,022***	0,006	0,029***	0,008
<i>Dummy</i> pref. colig. PSDB	0,013	0,009	0,016*	0,009	0,016*	0,009	0,016*	0,008	0,018*	0,010
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	0,005	0,008	0,004	0,008	0,004	0,008	0,004	0,008	0,008	0,009
<i>Dummy</i> capital estadual	0,088**	0,039	0,115***	0,040	0,115***	0,040	0,115**	0,055	0,118	0,088
<i>Dummy</i> região Norte	-0,088***	0,014	-0,101***	0,015	-0,101***	0,015	-0,101***	0,014	-0,103***	0,021
<i>Dummy</i> região Nordeste	-0,027*	0,016	-0,031*	0,016	-0,031*	0,016	-0,031**	0,016	-0,024	0,024
<i>Dummy</i> região Sudeste	-0,005	0,012	0,001	0,013	0,001	0,013	0,001	0,012	-0,018	0,019
<i>Dummy</i> região Sul	-0,039**	0,015	-0,050***	0,016	-0,050***	0,016	-0,050***	0,015	-0,078***	0,025
Congest. serv. públ. saúde(γ)	0,167***	0,005	-0,622***	0,007	-0,622***	0,007	-0,622***	0,008	-0,2***	0,010

Variáveis explicativas e estatísticas da regressão da despesa pública per capita com saúde	SUR		3SLS		2SLS		2SLS HC		GMM HAC	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão
Autocorrel. espacial (ρ)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Quant. observações	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA	5.243	NA
R ² ajustado	0,769	NA	0,757	NA	0,757	NA	0,757	NA	NA	NA
Teste Wald signif. global	17530,781***	NA	16624,79***	NA	16624,79***	NA	15590,507***	NA	NA	NA
Teste LR dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste Wald dep. espacial	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Teste <i>F</i> instrumentos fracos	NA	NA	NA	18,583***	NA	18,583***	NA	17,446***	NA	NA
Teste Wu-Hausman endog.	NA	NA	NA	44,357***	NA	44,357***	NA	30,902***	NA	NA
Teste Sargan superident.	NA	NA	NA	136,407***	NA	136,407***	NA	136,407***	NA	NA
Teste <i>J</i> de superident.	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	73,828

IV. Escala, Diversidade e Eficiência Técnica na Produção de Serviços Públicos de Saúde nos Municípios Brasileiros

RESUMO

O estudo avalia a eficiência técnica da produção de serviços públicos de saúde em uma amostra municípios brasileiros. Utiliza a metodologia de análise em três estágios proposta por Fried et al. (2002) para estimar índices de eficiência que mitigam o impacto de variáveis ambientais e choques aleatórios e que, por isso, tendem a refletir somente variações de práticas gerenciais e administrativas entre municípios. Considera duas funções de produção. Na primeira, as despesas com saúde são aplicadas com o objetivo de maximizar os graus de acesso e efetividade da rede pública de saúde (IDSUS⁹⁸) e a quantidade de procedimentos médicos realizados. Na segunda, a diversidade de procedimentos médicos também é um produto. Identifica que, de maneira geral, a escala do município, medida pelo tamanho da população, está diretamente relacionada à eficiência técnica na provisão de serviços públicos de saúde. A associação, porém, não é forte. Há ganhos de escala significativos principalmente na produção procedimentos médicos, mas não para a geração de IDSUS. Além disso, a comparação dos índices obtidos a partir das duas funções de produção permite concluir que a associação entre escala e eficiência é viesada pelo "efeito zoo" [Oates (1988)], a tendência a que municípios mais populosos apresentem despesas mais elevadas como consequência da oferta de serviços mais diversificada. Foi constatado que a eficiência média dos municípios mais populosos é de fato subestimada se a diversidade da cesta de serviços é ignorada.

Palavras-Chave: Eficiência Técnica; Variáveis Ambientais; Saúde; Bens Públicos Locais; Escala; Diversidade; "Efeito Zoo"; IDSUS; Municípios.

⁹⁸ Índice de Desempenho do Sistema Único de Saúde, desenvolvido e calculado pelo Ministério da Saúde.

A. *Introdução*

O Brasil tem um sistema de saúde público organizado segundo o modelo universal, o que significa que o objetivo a ser alcançado é oferecer cobertura a toda a população, e não apenas à parcela mais pobre (modelo assistencial) ou a trabalhadores formais que recolhem contribuições sociais (modelo previdenciário). Outro objetivo do sistema brasileiro – na verdade, de qualquer sistema de saúde – é garantir que os recursos destinados a saúde se traduzam em melhorias concretas das condições de saúde da população.

O simples aumento dos gastos públicos não é a única alternativa para ampliar cobertura e para incrementar a qualidade do sistema nacional de saúde. No Brasil, em que, desde a promulgação da Constituição de 1988, o Estado é responsável direto pelo financiamento e provisão de serviços gratuitos de saúde a toda a população, grande parte do resultado depende da eficiência do setor público na produção de serviços de saúde.

É particularmente importante o desempenho dos municípios, uma vez que a Constituição de 1988, por meio da criação do Sistema Único de Saúde – SUS, também determinou a descentralização das ações de saúde, transferindo a essas unidades da federação a grande parte da responsabilidade pela administração, gestão e provisão de serviços públicos de saúde [Piola et al. (2013)].

De fato, cabe aos municípios colocar à disposição da população diferentes tipos de estabelecimentos de atendimento (como postos, clínicas e hospitais) e programas (agentes comunitários, saúde da família, farmácia popular, etc.) que ofereçam uma quantidade e variedade de serviços (ambulatorial, diagnose e vigilância epidemiológica, por exemplo), com diferentes os níveis de complexidade, para atender à demanda local.

A transferência de encargos relacionados à provisão de serviços de saúde não foi imediatamente acompanhada por uma redistribuição de recursos fiscais. Contudo, com a promulgação da Emenda Constitucional nº 29/2000⁹⁹, ficou estabelecido que a provisão municipal de serviços de saúde seria financiada por meio da vinculação de receitas tributárias da União, dos estados e dos municípios, envolvendo a transferências financeiras dos dois primeiros para os últimos [Médici (2011)].

Dessa forma, a partir da década de 2000, os municípios passaram a ser os responsáveis pela execução de parte significativa do orçamento nacional de saúde,

⁹⁹ Que, entretanto, só veio a ser regulamentada pela Lei Complementar nº 141, de 13 de janeiro de 2012.

contando com recursos próprios e com transferências fiscais intergovernamentais. Em 2010, os municípios executaram R\$ 67 bilhões de despesas com saúde. Estimamos que isso represente 46% da despesa do setor público nacional naquele ano¹⁰⁰. A responsabilidade a cargo dos municípios também é evidenciada pela distribuição dos estabelecimentos públicos de saúde por esfera administrativa. Dos 62.927 estabelecimentos públicos existentes em dezembro de 2010, 60.126 (96%) eram diretamente subordinados a governos municipais.

A magnitude das obrigações e dos recursos fiscais sob a responsabilidade das administrações municipais implica que parte considerável da qualidade do sistema brasileiro depende da eficiência dos municípios na provisão de serviços de saúde. A eficiência dos municípios ganha relevo ainda maior quando se tem em conta que estes têm bases tributárias limitadas e devem observar condições de sustentabilidade fiscal impostas pela Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF.

Nesse sentido, é importante mensurar a eficiência dos municípios na produção de serviços públicos de saúde e investigar seus determinantes. Esse tipo de análise pode fornecer subsídios para aprimorar a gestão do sistema público de saúde, identificando as melhores práticas e os fatores que mais afetam a capacidade dos municípios em entregar serviços que gerem os melhores indicadores de saúde pública para cada real gasto.

O desempenho tanto de firmas como de entidades do setor público é comumente avaliado por meio de indicadores de eficiência técnica [Pitt e Lee (1981), Deprins, Simar e Tulkens (1984), Gupta e Verhoeven (2001)]. Conforme definição introduzida por Farrell (1957), um indicador de eficiência técnica é derivado da comparação entre o melhor resultado possível (potencial ou efetivamente observado), para uma dada disponibilidade de recursos, e o resultado efetivamente alcançado.

Na prática, a mensuração da eficiência é feita por meio da estimação de fronteiras, que representam o equivalente empírico do conceito de melhor resultado possível. A utilização de fronteiras garante que a eficiência é medida por meio da

¹⁰⁰ Fonte: Despesas empenhadas e receitas registradas na "Consolidação das Contas Públicas (Séries Temporais 2000 a 2012)", disponibilizado pela Secretaria do Tesouro Nacional – STN em <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/en/balanco-do-setor-publico-nacional-bspn->. Último acesso em 30/11/2016. Conforme mencionado nas notas explicativas que acompanham as edições anuais da consolidação das contas públicas, "[na consolidação] as transferências intergovernamentais deveriam ser eliminadas entre si para evidenciar apenas as transações externas ao setor público, porém as ferramentas de coleta de dados e o nível de padronização das contas públicas não permitem a eliminação de saldos e transações intra e intergovernamentais sem provocar imensas distorções nas demonstrações que impactam a avaliação dos usuários". Para estimar o valor das *despesas* com saúde da União e dos estados que constituem transferências intergovernamentais, utilizamos o valor das *receitas* com transferências informadas por estados e municípios.

comparação entre os resultados observados e os melhores resultados, e não os resultados médios.

Por essa razão, as fronteiras de resultado são identificadas como funções de produção ou de custo. De acordo com Farrell (1957), no primeiro caso, a eficiência técnica de unidade tomadora de decisão – DMU, como um município, reflete a habilidade da DMU em obter o máximo produto a partir de um dado conjunto de insumos (orientação a produto). Alternativamente, a capacidade de a DMU minimizar os insumos utilizados na obtenção de um dado nível de produto (orientação a insumo).

Os estudos aplicados ao setor público não são consensuais quanto à melhor técnica para estimar as fronteiras. Laçam mão tanto do modelo de regressão de Fronteiras Estocásticas – SFA, desenvolvido independentemente por Meeusen e Van Den Broeck (1977), Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Battese e Corra (1977), quanto de métodos não paramétricos, entre os quais o mais utilizado é a Análise Envoltória de Dados – DEA, proposta por Charnes, Cooper e Rhodes (1978)¹⁰¹ e ampliado por Banker, Charnes e Cooper (1984)¹⁰².

O DEA constrói uma fronteira determinística com base na solução de um problema de programação linear. Dessa forma, não impõe um formato à fronteira, mas interpreta todo e qualquer desvio em relação à fronteira como ineficiência. O SFA, por sua vez, identifica a fronteira como um tipo específico função de produção ou de custo e realiza uma análise de regressão que considera o efeito de fatores exógenos e aleatórios (ruído estatístico ou erro de medida) sobre a eficiência.

Independentemente do método adotado, parte dos estudos empíricos sobre a eficiência na provisão de bens e serviços de saúde concentra-se na avaliação de desempenho relativo de governos nacionais. Esse é o caso dos trabalhos de Marinho, Cardoso e Almeida (2009; 2011), que calculam índices de eficiência com o objetivo de comparar o sistema de saúde do Brasil ao de países da América Latina e da OCDE. Outros exemplos são os estudos de Evans, Tandon e Murria (2000), que utilizam uma amostra de 191 países, e de Jayasuriya e Wodon (2003), com uma amostra composta por 76 países em desenvolvimento. Todos eles utilizam medidas de expectativa de vida da população e a despesa per capita com saúde como indicadores de produtos e insumos, respectivamente.

¹⁰¹ Modelo DEA CCR, com retornos constantes de escala, também denominado DEA CRS.

¹⁰² Modelo DEA BBC, com retornos variáveis de escala, também denominado DEA VRS.

Outra parte da literatura foca no desempenho de estabelecimentos saúde, buscando investigar, por exemplo, o efeito de estruturas de gestão sem fins lucrativos [Lindsay (1976)], do marco regulatório [Mobley e Magnussen (1998)] e de outros fatores [Chilingerian (1994), Parkin e Holligsworth (1997)] sobre a eficiência de instituições hospitalares.

No Brasil, Silveira et al. (1997) e Marinho e Façanha (2000; 2002) analisaram a eficiência de hospitais universitários; Silveira (2004), Calvo (2005) e La Forgia e Couttolenc (2008) avaliaram a eficiência de hospitais nos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e de todo o Brasil, respectivamente; e Proite e Sousa (2004) avaliaram a eficiência técnica de hospitais brasileiros que prestam assistência pelo SUS.

Uma parcela da literatura nacional devota-se à mensuração e análise da eficiência de municípios na provisão de serviços públicos de saúde. Todos estão particularmente interessados em quantificar a direção e intensidade do impacto do tamanho da população, isto é, da escala do município, sobre a eficiência, pois é uma forma de avaliar se a descentralização implica em ganho ou perda líquida de eficiência.

Teoricamente, a escala do município tem impactos potenciais contraditórios sobre a eficiência na produção de serviços públicos de saúde. A literatura de federalismo fiscal [Oates (1972), Person e Tabellini (2000)] indica que uma das motivações para se promover uma descentralização é aproximar as decisões de gasto das demandas locais. Supondo que os gestores municipais dispõem das melhores informações sobre as preferências da população, a descentralização poderia contribuir para reduzir o desperdício de recursos e para focalizar a provisão em ações prioritárias, de maneira a incrementar a eficiência na produção de serviços públicos de saúde. A descentralização também se justifica se o consumo dos serviços públicos de saúde sofre com elevado grau de congestionamento. Para mitigar a rivalidade no consumo, municípios de maior porte tenderiam a despende mais recursos para produzir o mesmo nível de serviço que municípios menores [Mendes e Sousa (2006)]. Nessas duas situações, portanto, a escala do município estaria inversamente relacionada com a eficiência na produção de serviços de saúde.

Entretanto, mesmo que o governo local seja realmente capaz de adaptar a provisão aos anseios da população e que não haja congestionamento relevante no consumo, a existência de custos fixos significativos (com hospitais, por exemplo) podem implicar que, quanto menor município, maior o custo médio de operação. Logo, para um dado nível de despesa pública, municípios pequenos tenderiam a produzir

menos serviços públicos de saúde do que os de grande porte [Sousa et al. (2005)]. Nesse caso, a escala do município estaria diretamente relacionada com a eficiência, o que configuraria um argumento favorável à centralização da provisão de serviços.

Com base no método de fronteiras estocásticas, as estimativas de Souza et al. (2010) sugerem que o tamanho da população afeta negativamente a eficiência de municípios paulistas na produção de taxas de sobrevivência hospitalar¹⁰³ a partir da utilização de leitos e do gasto total com serviços de profissionais empregados nas internações hospitalares¹⁰⁴. A partir de estimação de uma fronteira do gasto total com saúde para uma amostra de municípios brasileiros, Sousa e Piola (2010) também encontram evidência de que a população é inversamente relacionada aos índices de custo-eficiência na geração de resultados de saúde¹⁰⁵.

Rocha et al. (2015) e Oliveira et al. (2012) conjugam Fronteiras Estocásticas e DEA, respectivamente, e uma abordagem de meta-fronteira para analisar a eficiência dos municípios brasileiros na produção de IDSUS a partir de despesas per capita com saúde e da escolaridade média das pessoas com ao menos 25 anos de idade. Sob a hipótese de que todos os municípios operam sob a mesa tecnologia, quando uma única fronteira é estimada para a toda a amostra, os resultados também indicam que a escala do município é inversamente relacionada à eficiência¹⁰⁶.

Marinho (2003) emprega uma análise em dois estágios, identifica uma relação inversa, mas de magnitude pouco expressiva, entre eficiência na produção de serviços públicos de saúde e o tamanho população para o subgrupo de municípios ineficientes do Estado do Rio de Janeiro. No primeiro estágio, usa o DEA para estimar índices de eficiência levando em consideração uma série de insumos e produtos¹⁰⁷. No segundo, estima equações de regressão linear em que o inverso do índice de eficiência é a

¹⁰³ Que corresponde ao complemento da taxa de mortalidade hospitalar.

¹⁰⁴ Os autores do estudo destacam que a eficiência é positivamente afetada pela quantidade de internações e usam esse resultado como evidência de que escala e eficiência são diretamente relacionadas. A estimativa do impacto da variável população é interpretada como evidência de efeitos negativos de congestionamento. Entretanto, como explicitado em capítulos anteriores, o efeito do congestionamento deve ser empiricamente mensurado pela estimação de funções de demanda por bens públicos locais.

¹⁰⁵ Mortalidade infantil e Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDH-M relativo à dimensão longevidade.

¹⁰⁶ Quando as fronteiras são estimadas para subconjuntos de municípios, agrupados conforme faixas de população, os autores constatarem que, quanto mais populoso o grupo, maior a eficiência média. Essa perspectiva, porém, assume *a priori* que cada subconjunto de municípios produz serviços públicos de saúde com uma tecnologia particular, ao contrário deste e dos demais estudos baseados em fronteiras estocásticas.

¹⁰⁷ Insumos: total de leitos contratados em hospitais per capita, total de hospitais credenciados per capita, total da capacidade ambulatorial instalada per capita, valor médio da internação, valor médio dos procedimentos ambulatoriais. Produtos: total de internações em hospitais credenciados per capita, total de procedimentos ambulatoriais per capita e o inverso da taxa de mortalidade hospitalar.

variável dependente e a população, o PIB e o prazo médio de internação são as independentes.

Todos esses resultados divergem de Mattos et al. (2009), que também recorre a uma análise empírica em dois estágios, mas aplicando o método de *Free Disposal Hull* – FDH (que, assim como o DEA, é não-pramétrico) para calcular os índices de eficiência. A função de produção considera que gastos públicos com saúde per capita são aplicados com o objetivo de ampliar o acesso da população à rede pública de saúde¹⁰⁸ e reduzir a quantidade de internações per capita decorrentes de doenças infecciosas. Para uma amostra de municípios de São Paulo, o estudo encontra uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o tamanho da população e a eficiência na produção de serviços públicos de saúde em 5 (cinco) de 9 (nove) modelos estimados.

Este trabalho também tem como foco principal a relação entre escala e eficiência, mas difere dos demais em dois aspectos importantes. O primeiro aspecto é a metodologia de análise empírica, que segue a proposta de Fried et al. (2002) e combina os métodos DEA e SFA para gerar índices de eficiência técnica que tendem a refletir variações de práticas gerenciais e administrativas entre os municípios. São índices gerados a partir de correções promovidas nos níveis observados de produtos que buscam mitigar a influência de fatores que não estão sob o controle dos gestores públicos municipais: o impacto de choques aleatórios e o efeito de variáveis ambientais, que não são parte da função produção de serviços públicos de saúde, mas a condicionam. A variável ambiental de interesse é o tamanho da população, mas outros fatores capazes de interferir no processo produtivo municipal também são controlados, como a condição geral de saúde e a estrutura etária da população, características do mercado privado de saúde e indicadores de desenvolvimento socioeconômico.

É um método especialmente apropriado ao contexto brasileiro, em que os governos locais administram suas redes de saúde em ambientes muito heterogêneos. No limite, a amplitude das diferenças de circunstâncias podem mesmo implicar que os municípios não operam sob a mesma tecnologia de produção, ainda que lidem com os mesmos insumos e produtos. Os demais estudos aplicados à análise da eficiência municipal na provisão de serviços públicos de saúde reconhecem e mensuram o efeito de fatores exógenos à função de produção, mas não geram índices que expurgam sua

¹⁰⁸ Proporção de total de óbitos do município que ocorrem em estabelecimentos públicos de saúde.

influência. Em particular, não são capazes de verificar se há relação entre eficiência e escala do município persiste mesmo depois de mitigada a influência de choques aleatórios e de variáveis ambientais. Isto é, se de fato há uma relação de natureza estrutural entre a escala do município e eficiência técnica na provisão de serviços públicos de saúde.

O segundo aspecto diz respeito à estimação do impacto da população dos municípios sobre a eficiência. Os demais estudos podem estar gerando estimativas viesadas por ignorarem o "efeito zoo" [Oates (1988)]. Municípios mais populosos podem registrar patamares superiores de gasto não porque têm mais dificuldade de mapear e atender adequadamente às demandas de sua população ou como consequência de congestionamento, mas porque oferecem uma cesta de serviços mais diversificada e custosa, composta por procedimentos de alta complexidade que requerem equipamentos sofisticados e profissionais extremamente especializados. Assim, a relação entre população e eficiência pode refletir, em alguma medida, não um efeito puramente de escala, mas o efeito de custos médios mais elevados associados ao escopo da provisão. Neste estudo a análise também utiliza a diversidade de serviços públicos de saúde como um produto e, dessa forma, quantifica o tamanho relativo do "efeito zoo" sobre as medidas de eficiência técnica.

A investigação do efeito da diversidade sobre a eficiência é relevante também porque pode indicar a existência de um *trade off* entre eficiência alocativa no sentido de Samuelson (1954)¹⁰⁹ e eficiência técnica de Farrel (1957). De acordo com a hipótese de Oates (1988), municípios mais populosos tenderiam a oferecer serviços públicos de saúde mais diversos porque uma maior quantidade de beneficiários em potencial justificaria a provisão pública de serviços mais custosos. Isso porque, segundo a regra de Samuelson, uma provisão de um novo tipo de bem público é eficiente somente se custo marginal de provisão da primeira unidade pelo menos se iguala ao seu benefício marginal total, dado pela soma do benefício marginal de cada um dos indivíduos beneficiados pela provisão. Entretanto, os novos serviços oferecidos, por serem mais complexos e especializados, atenderiam à demanda de uma parcela relativamente pequena da população e, por isso, não necessariamente redundariam em melhoria significativa de medidas abrangentes de resultado da saúde pública. Assim, se a diversidade é ignorada, municípios mais populosos aparentam produzir resultados de

¹⁰⁹ Também denominada de eficiência de Pareto no setor público [Brueckner (1982)].

saúde inferiores aos de municípios de pequeno porte, para um dado nível de despesa pública e, conseqüentemente, registram menores índices de eficiência técnica.

O estudo está organizado em cinco seções. A primeira é esta introdução. A segunda seção descreve a metodologia de mensuração e análise da eficiência na produção de serviços públicos de saúde por municípios brasileiros, composta por três estágios. A terceira seção apresenta a base de dados utilizada. A quarta apresenta e discute os resultados de cada um dos três estágios da análise empírica. A quinta e última seção apresenta as principais conclusões e limitações do estudo.

B. Metodologia

A análise empírica da eficiência técnica de municípios brasileiros na produção de serviços públicos de saúde segue a metodologia em três estágios proposta por Fried et al. (2002). No primeiro estágio, uma fronteira (função) de produção não paramétrica, baseada em combinações de um insumo e dois produtos, é computada por meio de Análise Envoltória de Dados – DEA [Charnes et al. (1978) e Banker et al. (1984)], e índices "ingênuos" de eficiência técnica relativa são gerados para cada município. Aos índices estão associadas insuficiências (*slacks*) para cada produto, que é a diferença entre o nível de produto que seria necessário para tornar o município eficiente (nível ótimo de produto) e o nível de produto efetivamente observado. Dito de outra forma, é a distância entre o vetor de produtos observado e a sua projeção na fronteira.

No segundo estágio, utiliza-se o método de Fronteira Estocástica – SFA [Aigner et al. (1977)], para regredir as insuficiências de produtos em variáveis que não estão sob o controle dos gestores municipais de saúde, estimando, assim, o efeito de variáveis ambientais, além do efeito de erros apontados como choques aleatórios e erros interpretados como o resultado de ineficiência gerencial e administrativa. Com base nas estimativas da regressão, os produtos observados são corrigidos de maneira a compensar municípios desfavoravelmente afetados por variáveis ambientais (circunstâncias adversas) e choques aleatórios (azar), de forma que as diferenças de nível de produtos entre municípios reflita exclusivamente variações em termos de eficiência gerencial e administrativa.

No terceiro estágio, o DEA é aplicado novamente, mas, desta feita, baseado no insumo original e nos produtos corrigidos. São gerados, assim, índices "puros" de

eficiência técnica relativa. Por expurgar o efeito de fatores ambientais e aleatórios, concentrando-se em diferenças puramente gerenciais e administrativas, os índices de eficiência calculados nesse estágio são mais adequados como medida de desempenho dos municípios na provisão de serviços de saúde.

1. Primeiro estágio: índices "ingênuos" de eficiência técnica

Juntamente com o modelo de Fronteiras Estocásticas – SFA, a Análise Envoltória de Dados – DEA é um dos métodos comumente utilizados em análises de eficiência. O SFA identifica a fronteira como um tipo específico função de produção ou de custo e realiza uma análise de regressão que considera o efeito de fatores exógenos e aleatórios (ruído estatístico ou erro de medida) sobre a eficiência. O DEA, por sua vez, constrói uma fronteira determinística com base na solução de um problema de programação linear. Dessa forma, não impõe um formato à fronteira, mas interpreta todo e qualquer desvio em relação à fronteira como ineficiência.

No primeiro estágio da análise empírica deste estudo, utilizamos o DEA. Para descrevê-lo, consideremos um cenário em que existe uma amostra de K unidades tomadoras de decisão – DMUs em operação. Essas DMUs empregam uma determinada tecnologia (desconhecida) para aplicar insumos não negativos $x^k = (x_{k1}, \dots, x_{kN}) \in \mathfrak{R}_+^N$ na geração de produtos também não negativos $y^k = (y_{k1}, \dots, y_{kM}) \in \mathfrak{R}_+^M$ ¹¹⁰.

Para um dado município k , o índice DEA de eficiência técnica orientada a produto, $1/\theta_k$, pode ser obtido a partir da solução do seguinte problema de programação linear:

$$\begin{aligned}
 & \text{Max} \quad \theta_k \\
 & \{\theta, \bar{\lambda}\} \\
 & \text{s.a} \quad \bar{x}_k - X\bar{\lambda}_k \geq \bar{0}_N \\
 & \quad \quad Y\bar{\lambda}_k - \theta_k \bar{y}_k \geq \bar{0}_M \\
 & \quad \quad \bar{\lambda}_k \geq \bar{0}_K
 \end{aligned} \tag{15}$$

¹¹⁰ A descrição do método DEA baseia-se em Sousa, Araújo e Tannuri-Pianto (2012), Boueri (2015) e Carvalho e Sousa (2014).

em que $\bar{x}_k \in \mathfrak{R}_+^N$ é o vetor coluna de insumos do município, X é uma matriz ($N \times K$) composta de vetores de insumos de todos os K municípios da amostra, $\bar{\lambda}_k$ é um vetor ($K \times 1$) de pesos (intensidades fatoriais) para combinações lineares de insumos e produtos, Y é uma matriz ($M \times K$) composta de vetores de insumos de todos os K municípios da amostra, $\bar{y}_k \in \mathfrak{R}_+^M$ é o vetor coluna de produtos do município e $\bar{0}$ é um vetor coluna de zeros com dimensão N , M ou K .

O objetivo, portanto, é encontrar a máxima expansão proporcional dos produtos do município k , θ_k^{111} , necessária para alcançar a combinação linear mais produtiva¹¹² de vetores da amostra, conforme ditada pelo vetor de intensidades ótimas, $\bar{\lambda}_k$, que identifica uma produção tecnicamente eficiente. Assim, a multiplicação dos vetores de insumos e produtos de toda a amostra por $\bar{\lambda}_k$ representa a meta que o município k deveria alcançar a fim de se tornar tecnicamente eficiente. Dessa forma, as combinações lineares dos vetores dos municípios com peso não nulo em $\bar{\lambda}_k$ representam um segmento da fronteira de produção da amostra de municípios analisadas. Neste segmento específico está a projeção radial (i.e., a expansão proporcional) dos produtos do município k , $\theta_k(\bar{x}_k, \bar{y}_k)$. Os municípios que têm peso positivo no vetor de intensidade $\bar{\lambda}_k$ e, portanto, fazem parte da combinação linear, formam o conjunto de referência do município k . Assim, é a comparação com os municípios de seu conjunto de referência que determina a eficiência relativa do município k .

Cumpra notar que θ_k assume valor igual ou maior que unidade. Se for igual a unidade, o município é considerado eficiente e seu índice DEA também é igual a unidade. Se, por exemplo, tem valor 1,20, indica que o município deve aumentar em 20% sua produção de forma a alcançar um nível de produção eficiente. Neste caso, seu índice DEA é igual a 0,83. Quanto menor o índice DEA, menor a eficiência técnica do município.

O DEA, portanto, identifica uma fronteira de melhores práticas, isto é, de combinações vetores de insumos e produtos de DMUs que representam as maiores produtividades médias. A medida de eficiência técnica resulta da comparação entre a combinação de insumos e produtos efetivamente observada para uma dada DMU e aquelas que compõem a fronteira.

Os índices DEA calculados neste estágio são denominados "ingênuos" porque as diferenças relativas de combinações insumo-produto são inteiramente identificadas

¹¹¹ Que corresponde ao índice de eficiência técnica de Farrell (1957).

¹¹² Que produz o maior nível de produto para um dado nível de insumos.

como ineficiência técnica. Desconsideram que as diferenças podem ser resultado de fatores que não estão sob o controle dos gestores municipais.

A configuração do problema acima corresponde ao DEA com retornos constantes de escala – DEA CRS (ou DEA CCR). Uma restrição adicional o transforma na versão do DEA com retornos variáveis de escala – DEA VRS (ou DEA BCC):

$$e\bar{\lambda} = 1 \quad (16)$$

em que e é um vetor linha ($1 \times K$) composto exclusivamente por valores unitários. A restrição implica que a soma das intensidades (pesos) associadas a todos os municípios da amostra deve ser exatamente igual a unidade. Logo, no DEA VRS, a meta que o município k deveria alcançar para se tornar eficiente é o resultado de uma combinação linear *convexa* de vetores de insumos e produtos da amostra.

Conforme destacado em Boueri (2015), essa restrição, na prática, impede que o município seja comparado com outros muito diferentes dele. Como força os pesos das combinações lineares a somarem unidade, impossibilita que municípios com insumos e produtos muito discrepantes recebam pesos diferentes de zero e, portanto, façam parte do seu conjunto de referência. Como a hipótese de convexidade não é imposta ao DEA CRS, um município pode ser comparado a outros com vetores de insumos ou produtos substancialmente maiores (menores). Neste caso, a soma das intensidades (pesos) pode ser tanto maior quanto menor do que unidade [Coelli et al. (2005)].

No primeiro estágio deste estudo, utilizamos somente índices DEA VRS. Além disso, as medidas de eficiência são produto orientadas. Assumimos explicitamente, portanto, que o objetivo dos municípios brasileiros não é minimizar as despesas, mas maximizar a produção de serviços públicos de saúde.

Por fim, ainda no primeiro estágio, o vetor de intensidades ótimas, $\bar{\lambda}_k$, é utilizado para calcular o vetor coluna ($M \times 1$) de insuficiências (*slack*) totais não negativas dos produtos utilizados pelo município k :

$$S_k^+ = Y\bar{\lambda}_k - \bar{y}_k \quad (17)$$

em que primeiro termo na subtração representa, em termos de produtos, a meta que o município deveria alcançar para ser eficiente. A insuficiência de um produto $m = 1, 2, \dots, K$ qualquer do município k é denotada por s_{mk}^+ .

2. Segundo estágio: regressões das insuficiências de produtos

O segundo estágio consiste em utilizar o método de Fronteiras Estocásticas – SFA para regredir as insuficiências de produtos calculadas para os municípios da amostra com o objetivo de estimar o efeito de variáveis ambientais, de efeitos aleatórios e de ineficiência gerencial e administrativa. Neste estudo, as M fronteiras estocásticas são regressões com o seguinte formato:

$$s_{mk}^+ = f_m(\bar{z}_{mk}; \beta_m) + v_{mk} + u_{mk}, \quad v_{mk} \sim N(0, \sigma_{vm}^2) \text{ e } u_{mk} \sim N^+(\mu_{um}, \sigma_{um}^2) \quad (18)$$

em que s_{mk}^+ é a insuficiência de produto m registrada pelo município k , \bar{z}_{mk} é um vetor de variáveis ambientais, β_m é o vetor de parâmetros a ser estimado por Máxima Verossimilhança e o erro composto por dois termos distintos. v_{mk} tem distribuição simétrica e é interpretado como verdadeiramente estocástico (idiossincrático), ao passo que u_{mk} é assimétrico, não negativo (truncado em zero), e é identificado como o efeito da ineficiência gerencial e administrativa. O modelo assume que cada parte do erro é distribuída independentemente da outra e que o erro composto não está correlacionado às variáveis ambientais. Cumpre notar que essa especificação é análoga à estimação de uma função de custo, pois o erro assimétrico contribui para ampliar a insuficiência de produto.

Assim, o modelo SFA permite decompor a variação da insuficiência de produtos e, portanto, da eficiência técnica relativa calculada pelo método DEA em três partes: uma decorrente de variáveis ambientais, outra associada a choques aleatórios e uma terceira identificada como resultado da aplicação de práticas de gestão ineficientes. Além disso, os parâmetros estimados indicam, para cada produto, as direções e magnitudes dos efeitos de cada variável ambiental sobre a eficiência.

Ainda no segundo estágio, as estimativas do modelo de regressão SFA são utilizadas para gerar quantidades ajustadas dos produtos dos municípios, y_{mk}^A , conforme proposto em Fried et al. (2002):

$$y_{mk}^A = y_{mk} + [\bar{z}_{mk}\hat{\beta}_m - \min\{\bar{z}_{mk}\hat{\beta}_m\}] + [\hat{v}_{mk} - \min\{\hat{v}_{mk}\}] \quad (19)$$

em que o resíduo aleatório \hat{v}_{mk} é a diferença entre o resíduo total e a ineficiência estimada \hat{u}_{mk} segundo a abordagem de Jondrow et al. (1982). Trata-se de correção feita para compensar os municípios que foram menos favorecidos por circunstâncias ambientais e choques aleatórios, incrementando seus produtos a fim de nivelá-los aos demais. Assim, as diferenças que persistem entre municípios podem ser adequadamente interpretadas como decorrentes exclusivamente de variações da eficiência gerencial e administrativa.

3. Terceiro estágio: índices "puros" de eficiência técnica

O terceiro estágio consiste em calcular índices de eficiência por meio do método DEA novamente, mas substituindo as quantidades originalmente observadas de insumos pelas quantidades ajustadas. Por expurgar o efeito de fatores ambientais e aleatórios, concentrando-se em diferenças gerenciais e administrativas, os índices de eficiência calculados nesse estágio são considerados "puros" e mais adequados como medida de desempenho dos municípios na produção de serviços públicos de saúde.

C. Dados

Os dados empregados são de uma amostra de municípios brasileiros e se referem ao ano de 2010. Ao longo dos três estágios, utilizamos duas funções de produção de serviços públicos de saúde em que um único insumo se reverte em dois ou três produtos. A Tabela 22, abaixo, apresenta detalhes.

TABELA 22 - DESCRIÇÃO DOS INDICADORES DE INSUMO E PRODUTOS DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SERVIÇO PÚBLICOS DE SAÚDE⁽¹⁾

#	Variáveis	Descrição	Fonte	Ano de ref.
<i>Insumo</i>				
1	Despesa com saúde	É a despesa total com saúde. Corresponde à soma de despesas liquidadas (isto é, que financiou atividades efetivamente realizadas, mas não necessariamente pagas) de capital e correntes, à exceção de gastos correntes com inativos (aposentados e pensionistas)	SIOPS	2010
<i>Produtos</i>				
2	IDSUS	Índice de Desempenho do Sistema Único de Saúde, com notas que variam de 0 (zero) a 10 (dez). Avalia o acesso (potencial ou obtido) e a efetividade do SUS na atenção básica, especializada ambulatorial e hospitalar e de urgência e emergência.	Min. da Saúde	2010
3	Quantidade de procedimentos médicos	Quantidade de internações hospitalares (inclusive prorrogações, transferências e reinternações) e procedimentos ambulatoriais realizados pelo SUS e aprovados para pagamento pelas Secretarias de Saúde	DataSUS	2010
4	Diversidade de procedimentos médicos	É a quantidade absoluta de diferentes tipos de procedimentos médicos realizados pelo SUS	DataSUS	2010

Fonte: Elaborada pelos autores.

O insumo é o total da despesa pública municipal com saúde. Corresponde à soma de despesa liquidada (isto é, que financiou atividades efetivamente realizadas, mas não necessariamente pagas) de capital e correntes, à exceção de gastos correntes com inativos (aposentados e pensionistas)¹¹³. Optamos por escolher esse indicador para evitar escolhas arbitrárias de insumos. A despesa total com saúde reflete a combinação de quantidades e custos da grande maioria¹¹⁴ dos insumos empregados na produção de serviços públicos de saúde. Assim, estão contemplados desde itens com registros de fácil acesso (como a quantidade de estabelecimentos de saúde, equipamentos, leitos e profissionais de saúde), como aqueles para os quais não há informação precisa

¹¹³ A fonte dos dados é o Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde – SIOPS, em <http://siops-asp.datasus.gov.br/CGI/deftohtm.exe?SIOPS/serhis/municipio/mIndicadores.def>. Último acesso em 11/05/2016

¹¹⁴ Não reflete exatamente todos os insumos porque não contabiliza, por exemplo, o salário do prefeito e de vereadores que influenciam os planos municipais de saúde. Além disso, não considera gastos realizados por esferas superiores de governo que, em alguns municípios, custeiam diretamente estabelecimentos de saúde. Isso, porém, é a exceção, já que o SUS é organizado de maneira a descentralizar a responsabilidade de atendimento para as administrações municipais. De fato, Dos 62.927 estabelecimentos públicos existentes em dezembro de 2010, 60.126 (96%) estavam subordinados a governos municipais.

disponível (como consumo físico de recursos e materiais e quantitativo de profissionais administrativos). A construção e manutenção de estabelecimentos, a aquisição e a manutenção de equipamentos e leitos e a contratação de profissionais de saúde estão abrangidos.

Optamos por não considerar a despesa média por habitante devido à estrutura em três estágios da análise empírica. O impacto do tamanho da população sobre os índices "ingênuos" de eficiência¹¹⁵ será estimado no segundo estágio e devidamente considerado no cômputo dos índices "puros" no terceiro estágio. Caso utilizássemos a razão entre despesa e população, estaríamos introduzindo na função de produção a interferência de uma variável sobre a qual os gestores municipais de saúde não têm controle. Outros estudos nacionais também optam por utilizar gastos totais em análises de eficiência de governos subnacionais brasileiros, como Sousa et al. (2005)¹¹⁶, Miranda (2006)¹¹⁷ e Souza et al. (2010)¹¹⁸.

Um dos produtos das funções de produção do serviço público de saúde é o Índice de Desempenho do Serviço Único de Saúde – IDSUS, computado pelo Ministério da Saúde¹¹⁹. O IDSUS mensura o desempenho relativo dos municípios brasileiros¹²⁰ quanto a acesso (potencial ou obtido) e efetividade do SUS em seus diferentes níveis assistenciais: atenção básica, atenção ambulatorial, atenção hospitalar geral, atenção hospitalar especializada e urgência e emergência. O acesso ou cobertura diz respeito à capacidade da rede pública de saúde de prover os serviços à população quando necessário, enquanto a efetividade é o grau com que sistema atinge os resultados esperados.

O IDSUS atribui notas que variam de 0 (zero) a 10 (dez) a partir da composição ponderada de notas relativas a 20 (vinte) indicadores¹²¹. A Tabela 23, abaixo, lista os indicadores, os atributos que mensuram e o peso relativo na composição do Índice:

¹¹⁵ Mais precisamente, o impacto sobre a amplitude das insuficiências (*slacks*) de produtos.

¹¹⁶ Despesas correntes.

¹¹⁷ Despesas orçamentárias.

¹¹⁸ Despesa total com o pagamento de serviços de profissionais empregados nas internações hospitalares.

¹¹⁹ Mais especificamente, pela Coordenação de Monitoramento e Avaliação do Departamento de Monitoramento e Avaliação do SUS, unidade da Secretaria Executiva do Ministério. As tabelas contendo os índices estão disponíveis para *download* em:

http://i3geo.saude.gov.br/i3geo/sage_tabelas/avaliacao/IDSUS_2010_Indic_resultados%20e%20notas_Pagina%20V30_01_2013.xls

¹²⁰ E nos níveis geográficos superiores (regiões de saúde, estados, grandes regiões e Brasil), com base na agregação ponderada dos índices municipais.

¹²¹ O 17º indicador (outros indicadores de efetividade da atenção básica) é formado por outros 5 (cinco) indicadores: cobertura com a vacina tetravalente, taxa de incidência de sífilis congênita, proporção de

TABELA 23 - INDICADORES QUE COMPÕEM O IDSUS⁽¹⁾

#	Indicadores do IDSUS	Atributo mensurado	Peso (%)
1	Cobertura populacional estimada pelas Equipes Básicas de Saúde	Acesso Potencial da Atenção Básica	11,9%
2	Cobertura populacional estimada pelas Equipes Básicas de Saúde Bucal	Acesso Potencial da Atenção Básica	6,1%
3	Proporção nascidos vivos de mães com 7 ou mais consultas de pré-natal	Acesso Potencial da Atenção Básica	1,9%
4	Razão de exames citopatológicos do colo do útero em mulheres de 25 a 59 anos e a população da mesma faixa etária	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Média Complexidade	6,8%
5	Razão de exames de mamografia realizados em mulheres de 50 a 69 anos e população da mesma faixa etária	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Média Complexidade	13,6%
6	Razão de procedimentos ambulatoriais selecionados de média complexidade e população residente	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Média Complexidade	4,9%
7	Razão de internações clínico-cirúrgicas de média complexidade e população residente	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Média Complexidade	5,8%
8	Razão de procedimentos ambulatoriais de alta complexidade selecionados e população residente	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	5,1%
9	Razão de internações clínico-cirúrgicas de alta complexidade e população residente	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	6,5%
10	Proporção de acesso hospitalar dos óbitos por acidente	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	2,3%
11	Proporção de procedimentos ambulatoriais de média complexidade realizados para não residentes	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	0,8%
12	Proporção de procedimentos ambulatoriais de alta complexidade realizados para não residentes	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	0,9%
13	Proporção de internações de média complexidade realizadas para não residentes	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	1,0%
14	Proporção de internações de alta complexidade realizadas para não residentes	Acesso Obtido na Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	1,0%

cura de casos novos de tuberculose pulmonar bacilífera, proporção de cura dos casos novos de hanseníase e Proporção de internações sensíveis à atenção básica.

#	Indicadores do IDSUS	Atributo mensurado	Peso (%)
15	Média da ação coletiva de escovação dental supervisionada	Efetividade da Atenção Básica	1,3%
16	Proporção de exodontia em relação aos procedimentos	Efetividade da Atenção Básica	1,3%
17	Outros indicadores de efetividade da atenção básica	Efetividade da Atenção Básica	6,3%
18	Proporção de Parto Normal	Efetividade da Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	15,3%
19	Proporção de óbitos em menores de 15 anos nas UTI	Efetividade da Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	5,5%
20	Proporção de óbitos nas internações por infarto agudo do miocárdio	Efetividade da Atenção Ambulatorial e Hospitalar de Alta Complexidade, Referência de Média e Alta Complexidade e Urgência e Emergência	1,7%

(1) Elaborada pelos autores a partir do "Documento Base do IDSUS", disponível em: http://idsus.saude.gov.br/documentos/IDSUS_Texto_Base_13-03-14.pdf. Último acesso em 27/11/2015.

A principal razão para a escolha do IDSUS é o fato de se ser um indicador sintético que se concentra na avaliação conjuntural do serviço público de saúde. Não se baseia em taxas de mortalidade infantil e na esperança de vida ao nascer, indicadores de resultado tradicionalmente utilizados na literatura aplicada à comparação de países [e.g., Evans et al. (2000), Afonso et al. (2005) e Marinho et al. (2012)], que são afetadas por variáveis pouco ou nada influenciadas pelo sistema público local de saúde no curto prazo. É o caso de fatores climáticos e geográficos, taxas de violência, a estrutura etária, nível educacional e hábitos (grau de sedentarismo e qualidade da alimentação) da população, disponibilidade de saneamento básico e características da oferta privada de serviços de saúde. Assim, por exemplo, o IDSUS não considera taxas gerais de mortalidade, mas as taxas de mortalidade hospitalar do SUS e taxas de mortalidade de nascidos vivos cujas mães realizaram consultas pré-natal. Não mede o acesso da população a serviços primários quaisquer, mas a cobertura daqueles prestados por equipes do SUS. Por essas razões, o IDSUS é utilizado como produto em estudos recentes que aplicam a Análise Envoltória de Dados – DEA para avaliar a eficiência técnica relativa dos municípios brasileiros na produção de serviço público de saúde [Rocha et al. (2016), Rocha et al. (2015) e Oliveira et al. (2012)].

A principal desvantagem do IDSUS é o fato de ser um índice relativo que mede acesso e efetividade do sistema público de saúde. Ele não mensura a produção física de serviços. Por essa razão, utilizamos como um segundo produto a quantidade total de

procedimentos médicos realizados no âmbito do SUS. Mais especificamente, a soma da quantidade de internações hospitalares (inclusive prorrogações, transferências e reinternações) e procedimentos ambulatoriais (inclusive consultas). Vale destacar que a esmagadora maioria dos procedimentos é ambulatorial. Dos 3,3 bilhões de procedimentos registrados em 2010, somente 11,7 milhões foram internações hospitalares. Estudos nacionais consideram produtos semelhantes [Mattos et al. (2009), Brunet et al. (2006), Miranda (2006) e Marinho (2003)].

Como IDSUS e a quantidade de procedimentos medem dimensões distintas e complementares e a despesa total capta a quantidade e custos de diferentes insumos, acreditamos que as funções de produção aqui considerada é uma boa representação da operação do serviço público de saúde em nível municipal no Brasil. Assim, a comparação de combinações insumo-produto por meio da Análise Envoltória de Dados – DEA tende a expressar de maneira adequada diferenças relativas de eficiência na produção de serviços públicos de saúde.

Por fim, uma das funções de produção também considera a diversidade dos serviços públicos de saúde como um produto. Esse indicador mensura a abundância absoluta de tipos de procedimentos médicos. Quanto maior a quantidade de tipos, maior a diversidade da provisão pública municipal de serviços de saúde. Em 2010, era possível distinguir 482 tipos de procedimentos médicos do SUS.

A razão para a inclusão dessa variável é comparar os índices de eficiência das duas funções de produção com o objetivo de mensurar o "efeito zoo". Espera-se que a inclusão da diversidade, ignorada pela literatura empírica, tenha um impacto heterogêneo sobre os índices de eficiência de municípios com diferentes escalas: quanto mais populoso, maior deve ser o incremento proporcional da eficiência resultante da inclusão da diversidade na função de produção. Isso porque a ampliação da cesta de serviços ocorreria pela incorporação de procedimentos cada vez mais especializados, cujo custo se justificaria somente em municípios de maior porte, onde há um contingente numeroso de potenciais beneficiários dos novos procedimentos. Medidas de eficiência que não consideram a diversidade e que, portanto, consideram uma oferta homogênea de serviços de saúde, podem indevidamente penalizar municípios de maior escala que despendem recursos públicos para prover serviços de maior complexidade.

As estatísticas descritivas do insumo e dos produtos são apresentadas na Tabela 24, a seguir.

TABELA 24 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO INSUMO E DOS PRODUTOS DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE SAÚDE

#	Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de var.(%)
<i>Insumo</i>							
1	Despesa com saúde (R\$ 1,00)	12.964.713	3.519.051	850.444	5.031.252.112	90.328.063	697%
<i>Produtos</i>							
2	IDSUS	5,71	5,67	2,51	8,36	0,82	14%
3	Quantidade de procedimentos médicos	613.049	134.065	153	280.632.522	4.635.217	756%
4	Diversidade de procedimentos médicos	57,83	43	1	471	55,93	97%

Fonte: Elaborada pelos autores com dados da STN e do Ministério da Saúde.

Além de insumo e produtos, a análise empírica se baseia em variáveis utilizadas, no segundo estágio, como regressores nos modelos econométricos das insuficiências (*slacks*) de produtos. Essas variáveis se dividem em 2 (grupos). O primeiro é formado por variáveis ambientais (circunstanciais ou, ainda, de contexto), entendidas como aquelas sobre as quais o gestor municipal do serviço público de saúde tem pouco ou nenhum controle, mas que afetam a produção de serviços públicos de saúde, seja por meio do IDSUS, da quantidade de procedimentos ou da diversidade de procedimentos.

A variável ambiental de interesse é o tamanho da população residente no município, tomada como medida da escala do município. Sua inclusão permite mensurar o impacto da escala do município sobre as insuficiências (*slacks*) de produtos e, conseqüentemente, sobre os índices "ingênuos" de eficiência. Além disso, permite avaliar se, uma vez descontado o impacto da população e outras variáveis ambientais, se existe uma relação entre escala e índices "puros" de eficiência técnica, que mais adequadamente variações de competência gerencial e administrativa entre municípios.

As demais variáveis ambientais são tipicamente utilizadas na literatura de avaliação de sistemas de saúde, tanto nacionais quanto subnacionais. Procuram controlar, principalmente, diferenças de demanda por serviços públicos de saúde e características associadas com o estado geral de saúde da população. Essas variáveis podem influenciar de maneira significativa o nível da despesa pública, o acesso, efetividade e quantidade de procedimentos realizados pelo serviço público de saúde, de maneira a distorcer os índices "ingênuos" de eficiência, que interpretam todo o desvio da fronteira de produção como ineficiência técnica. Entre outras, são consideradas

variáveis de nível educacional e socioeconômico dos municípios, a estrutura etária da população, a proporção de procedimentos do SUS realizados em estabelecimentos públicos administrados por esferas superiores de governo, indicadores da representatividade do mercado privado de saúde e o estado ao qual pertence o município.

É importante destacar que a diversidade de procedimentos médicos é utilizada como variável ambiental na análise de regressão das insuficiências de produtos da função de produção de *não* inclui a diversidade como um produto. A Tabela 25, abaixo, lista e descreve todas as variáveis ambientais utilizadas no estudo.

TABELA 25 - VARIÁVEIS AMBIENTAIS

#	Variáveis	Descrição	Fonte	Ano de ref.
1	Diversidade do serviço público de saúde	É a quantidade de diferentes tipos de procedimentos médicos realizados no âmbito do SUS (<i>DivQuantProced</i>)	DataSUS	2010
2	População	População residente	Censo IBGE	2010
3	Proporção de analfabetos	Taxa de analfabetismo da população de 25 anos ou mais de idade	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
4	Esperança de vida	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento, se permanecerem constantes ao longo da vida o nível e o padrão de mortalidade por idade prevalentes no ano do Censo	Atlas Desenv. Humano PNUD	2000
5	Grau de urbanização	Razão entre a quantidade de pessoas residentes na área urbana e a população	Censo IBGE	2010
6	Área	Área territorial do município	Org. território IBGE	2010
7	PIB	Produto Interno Bruto a preços correntes	Contas Nacionais IBGE	2010
8	Renda	Renda per capita média. Valores em reais de 01/agosto de 2010	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
9	Desigualdade de renda	Índice de Gini calculado com segundo a renda domiciliar per capita	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
10	Grau de pobreza	Razão entre a quantidade de pessoas com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 255,00 mensais, em reais de agosto de 2010, equivalente a 1/2 salário mínimo nessa data, e a quantidade de moradores em domicílios particulares permanentes	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010

#	Variáveis	Descrição	Fonte	Ano de ref.
11	Proporção de idosos	Razão entre a quantidade de pessoas de 65 anos ou mais de idade e a população	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
12	Proporção de crianças e jovens	Razão entre a quantidade de pessoas de até 17 anos de idade e a população	Censo IBGE	2010
13	Prop. óbitos cap20 CID-10	Razão entre a quantidade óbitos hospitalares enquadrados no capítulo 20 da décima edição da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – CID-10, provocados por causas externas (principalmente acidentes de trânsito e homicídios) e o total de óbitos hospitalares ocorridos no município	DataSUS	2010
14	Prop. proced. fed. e estaduais	Proporção dos procedimentos médicos do SUS realizados em estabelecimentos públicos de saúde geridos por governos estaduais ou pelo Governo Federal	DataSUS	2010
15	Prop. pop. plano saúde	Proporção da população coberta por plano de saúde médico. Razão entre a quantidade de pessoas com plano de saúde médico (ambulatorial e/ou hospitalar) e a população	ANS	2010
16	<i>Dummy</i> consórcio saúde	Assume valor igual a unidade, caso o município participe de consórcio intermunicipal de saúde, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
17	<i>Dummy</i> prefeito coligação PT	Assume valor igual a unidade, caso o prefeito fosse de partido que viria a integrar coligação "Para o Brasil Seguir Mudando", encabeçada pelo PT, na eleição presidencial de 2010, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
18	<i>Dummy</i> capital estadual	Assume valor igual a unidade, caso o município seja uma capital estadual, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
19	<i>Dummy</i> litoral	Assume valor igual a unidade, caso o município toque a costa litorânea, e zero, caso contrário	Org. território IBGE	2010
20 a 44	<i>Dummies</i> UF	Indica a qual Estado o município pertence. O Estado de São Paulo é omitido das equações de regressão e o Distrito Federal não faz parte da amostra	Org. território IBGE	2010

Fonte: Elaborada pelos autores.

O segundo grupo é composto por variáveis sobre as quais o gestor municipal tem ingerência significativa. São insumos que não foram individualizados na função de produção (como a quantidade de médicos contratados pelo setor público, equipes do Programa Saúde na Família e a existência de atendimento hospitalar), mas cujas quantidades e custos estão agregados na despesa pública com saúde. São também fatores que não são insumos ou produtos propriamente ditos, mas estão diretamente relacionados à provisão de serviços públicos de saúde, como o grau de dependência de transferências intergovernamentais do SUS. Ao contrário das variáveis ambientais, não

são consideradas determinantes das insuficiências (*slacks*) de produtos, mas variáveis explicativas da ineficiência média. A Tabela 26, abaixo, lista e descreve essas variáveis. As estatísticas descritivas estão no anexo estatístico.

TABELA 26 - VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DA MÉDIA DA INEFICIÊNCIA NAS FRONTEIRAS DAS INSUFICIÊNCIAS (SLACKS) DE PRODUTOS

#	Variáveis	Descrição	Fonte	Ano de ref.
1	Prop. desp. total saúde	Razão entre as despesas com a função saúde e o total de despesas por função	Tesouro Nacional	2010
2	Prop. desp. saúde transf. SUS	Razão entre as receitas de transferências intergovernamentais do SUS e a despesa com saúde, à exceção de gastos correntes com inativos (aposentados e pensionistas)	SIOPS	2010
3	Prop. desp. saúde investimento	Razão entre as despesas com investimentos em saúde e a despesa total com saúde	Atlas Desenv. Humano PNUD	2010
4	Prop. desp. saúde pessoal	Razão entre as despesas correntes com pessoal ativo e a despesa total com saúde	SIOPS	2010
5	Prop. desp. saúde aten. básica	Razão entre as despesas com a subfunção atenção básica e o total de despesas com a função saúde	Tesouro Nacional	2010
6	<i>Dummy</i> PSF	Assume valor igual a unidade, caso o município tenha implantado o Programa Saúde da Família – PFS, e zero, caso contrário	Munic IBGE	2009
7	Quant. equipes PSF	Quantidade de equipes do PSF	Munic IBGE	2009
8	Quant. médicos públicos	Quantidade de médicos em serviço em estabelecimentos públicos de saúde	DataSUS	2010
9	Quant. leitos públicos	Quantidade de leitos disponíveis em estabelecimentos públicos de saúde	DataSUS	2010
10	Prop. proced. privados	Proporção dos procedimentos médicos do SUS realizados em estabelecimentos privados de saúde	DataSUS	2010
11	<i>Dummy</i> atend. hospitalar	Assume valor igual a unidade, caso serviços hospitalares sejam oferecidos pelo SUS, e zero, caso contrário	DataSUS	2010
12	<i>Dummy</i> fundo saúde	Assume valor igual a unidade, caso exista um fundo municipal de saúde, e zero, caso contrário	DataSUS	2010
13	<i>Dummy</i> plano saúde	Assume valor igual a unidade, caso exista um plano municipal de saúde, e zero, caso contrário	DataSUS	2010

Fonte: Elaborada pelos autores.

D. Resultados

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados dos três estágios da análise empírica da produção de serviços públicos de saúde em uma amostra de 5.199 municípios brasileiros no ano de 2010. Primeiro, são calculados índices "ingênuos" de eficiência técnica por meio de Análise Envoltória de Dados – DEA. Segundo, são estimadas equações regressão das insuficiências (*slacks*) de produtos, calculadas no primeiro estágio, utilizando modelos econométricos de Fronteiras Estocásticas – SFA. Por fim, utiliza-se o DEA novamente para calcular índices "puros" de eficiência técnica, que refletem mais adequadamente diferenciais de gestão e administração, pois descontam os efeitos de variáveis ambientais e choques aleatórios, que não estão sob o controle direto dos gestores municipais do serviço público de saúde, dos índices "ingênuos" calculados no primeiro estágio.

1. Primeiro estágio: índices "ingênuos" de eficiência técnica

Esta subseção é devotada à apresentação dos resultados do primeiro estágio da análise empírica, os índices "ingênuos" de eficiência técnica calculados por meio do método de Análise Envoltória de Dados, configurado com orientação à maximização de produtos e com retornos variáveis de escala, DEA VRS¹²². Optamos por retornos variáveis porque o gestor municipal de saúde não determina sua escala de produção. Não pode abrir mão de prestar serviços públicos de saúde porque é uma determinação constitucional. Além disso, não pode negar acesso à rede de saúde e tem pouca influência sobre o tamanho de sua população residente. Por isso, muito provavelmente, os sistemas municipais de saúde não estão ajustados a uma escala ótima¹²³ de operação.

São calculados dois conjuntos de índices, um para cada uma de duas fronteiras (funções) não paramétricas de produção¹²⁴. Na primeira fronteira, as despesas públicas com saúde são empregadas para produzir notas do IDSUS, que medem a cobertura e a

¹²² Os cálculos são realizados pelo *software* DEA-Solver-PRO 8.0.

¹²³ Que maximiza a produtividade dos insumos.

¹²⁴ Utilizamos o método Jackstrap [Sousa e Štosić (2005)] e, para as duas fronteiras, identificamos poucas observações influentes: menos de 2% da amostra. Mesmo essas observações apresentaram alavancagens muito reduzidas. Uma vez excluídas, praticamente não modificaram a distribuição de índices de eficiência. Também foi feita uma investigação cuidadosa do subconjunto dos municípios influentes e não foram detectadas inconsistências nos dados que poderiam ser resultado de registros equivocados nas bases de dados Ministério da Saúde e da Secretaria do Tesouro Nacional. Assim, para não correr o risco de indevidamente excluir municípios que são de fato eficientes, optamos por não remover as observações identificadas como potenciais *outliers*.

efetividade do SUS, e procedimentos médicos (ambulatoriais e hospitalares). É identificada simplesmente por "DEA VRS". Na segunda, a diversidade de procedimentos médicos é incluída como mais um produto. Por isso, é denominada "DEA VRS com Diversidade". Abaixo, a Tabela 27 apresenta as estatísticas descritivas dos dois conjuntos de índices de eficiência técnica na produção de serviços públicos de saúde.

TABELA 27 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS ÍNDICES "INGÊNUOS" DE EFICIÊNCIA TÉCNICA NA PRODUÇÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE SAÚDE

Fronteira	Quant. mun. eficientes	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de variação(%)
DEA VRS	16	0,69	0,68	0,30	1,00	0,10	15%
DEA VRS c/ Div.	36	0,72	0,71	0,33	1,00	0,10	14%

Fonte: Elaborada pelos autores.

As distribuições dos dois conjuntos de índices são semelhantes. Nos dois casos, os índices se concentram principalmente no intervalo de 0,65 a 0,75. Entretanto, a fronteira DEA VRS com Diversidade identifica uma quantidade maior de municípios como eficientes do que a DEA VRS: 36 e 16, respectivamente. Consequentemente, os índices DEA VRS com Diversidade têm valores médios, medianos e mínimos um pouco superiores.

As diferenças entre as fronteiras DEA VRS e o DEA VRS com Diversidade também se refletem nos cálculos de insuficiências (*slacks*) de produtos. Conforme mencionado anteriormente, a insuficiência de um dado produto corresponde à diferença entre o valor projetado pelo DEA (que posicionaria o município na fronteira de produção) e o valor efetivamente observado. Quanto maior a insuficiência de produto, mais distante o município está da fronteira de produção e, portanto, menor a eficiência técnica relativa. A Tabela 28, abaixo, apresenta as estatísticas descritivas das insuficiências de produtos calculadas para as duas fronteiras.

TABELA 28 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS INSUFICIÊNCIAS DE PRODUTOS (SLACKS) EM RELAÇÃO ÀS FRONTEIRAS DE PRODUÇÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE SAÚDE

Produto	Fronteira	Quant. mun.	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de var.(%)
IDSUS	DEA VRS	5.199	2,57	2,61	0,00	5,85	0,84	33%
	DEA VRS c/ Div.	5.199	2,24	2,30	0,00	5,20	0,83	37%
Quant. proced.	DEA VRS	5.199	255.313	60.223	0	51.973.473	1.059.711	415%
	DEA VRS c/ Div.	5.199	446.666	99.210	0	58.597.932	1.326.188	297%
Div. proced.	DEA VRS	5.199	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	DEA VRS c/ Div.	5.199	23	16	0	171	21	91%

Fonte: Elaborada pelos autores.

Observa-se que a inclusão da diversidade contrai a magnitude das insuficiências de IDSUS, mas expande mais expressivamente as insuficiências de quantidade de procedimentos médicos. Isso indica que municípios relativamente eficientes na produção de diversidade de serviços de saúde não necessariamente têm bom desempenho em termos de IDSUS, mas tendem a produzir uma quantidade maior de procedimentos médicos.

O principal interesse da comparação dos índices produzidos pelas duas fronteiras é mensurar o "efeito zoo", hipótese originalmente formulada para explicar estimativas elevadas de coeficientes de congestionamentos de bens públicos [Oates(1988)]. Municípios mais populosos tenderiam a oferecer serviços públicos de saúde mais diversos, uma vez que uma maior quantidade de beneficiários em potencial, segundo a regra de eficiência alocativa de Samuelson (1954)¹²⁵, justificaria a provisão pública de serviços mais custosos. Assim, o esperado é que quanto mais populoso o município, maior o nível de despesa pública. Entretanto, recursos despendidos com estabelecimentos, profissionais e equipamentos para a realização de procedimentos sofisticados e especializados, em geral beneficiam apenas uma pequena parcela da população (ainda que relevante em termos absolutos). Assim, não necessariamente se revertem em níveis significativamente maiores de IDSUS, que é composto por 20 indicadores enquanto o SUS oferece mais de 400 tipos de procedimentos médicos, ou na realização de mais procedimentos médicos, que, em sua maioria, são procedimentos

¹²⁵ O benefício marginal total da primeira unidade do bem público – i.e., a soma das taxas marginais de substituição entre os bens privados e o público de cada um dos beneficiários – pelo menos se iguala ao custo marginal de provisão da primeira unidade do bem público.

ambulatoriais de baixa e média complexidade. Municípios mais populosos tenderiam, então, a apresentar menores índices de eficiência técnica. Não necessariamente porque realmente sejam menos eficientes, mas porque, para um dado nível de despesa pública, não conseguem produzir o mesmo IDSUS e a mesma quantidade de procedimentos porque mantêm a provisão de serviços mais diversificados e caros demandados por uma parcela da população.

Para mensurar o "efeito zoo", organizamos os municípios de acordo com a escala, isto é, com o tamanho da população residente. A Tabela 29, a seguir, apresenta a média dos índices de eficiência técnica para grupos de municípios organizados conforme a população. Os agrupamentos são semelhantes aos Mattos et al. (2009) e também levam em consideração a segmentação estabelecida pela Lei de Responsabilidade Fiscal¹²⁶, conforme sugerido em Oliveira et al. (2012).

TABELA 29 - MÉDIAS DOS ÍNDICES "INGÊNUOS" DE EFICIÊNCIA TÉCNICA DE GRUPOS DE MUNICÍPIOS ORGANIZADOS POR TAMANHO DA POPULAÇÃO

Grupos de municípios de acordo com a população	Quant. mun.	DEA VRS	DEA VRS c/ Div.	Efeito zoo (var. prop.)
Menor do que 20 mil habitantes	3.660	0,71	0,73	3%
De 20 a 50 mil habitantes	968	0,65	0,68	5%
De 50 a 100 mil habitantes	307	0,63	0,68	7%
De 100 a 500 mil habitantes	228	0,67	0,74	11%
Maior ou igual a 500 mil habitantes	36	0,72	0,86	19%
Toda a amostra	5.199	0,69	0,72	4%

Fonte: Elaborada pelos autores.

O resultado corrobora a hipótese de que o "efeito zoo" afeta as medidas de eficiência técnica. A inclusão da diversidade na fronteira de produção tem impacto heterogêneo sobre os grupos de municípios. Contribui para aumentar a eficiência média de todos os grupos, mas o efeito é tão maior quanto mais populoso o grupo. A eficiência média dos menores municípios (com menos de 20 mil habitantes) aumenta somente 3%, ao passo que a dos maiores (com pelo menos 500 mil habitantes) cresce 19%.

Portanto, conforme esperado, se a fronteira de produção ignora a diversidade da cesta de serviços prestados, os índices de eficiência técnica relativa tendem a subestimar especialmente a eficiência de municípios mais populosos. Esse resultado indica que análises tradicionais de eficiência potencializam um possível o *trade off* entre eficiência

¹²⁶ Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000.

alocativa no sentido de Samuelson e eficiência técnica. Um contingente maior de beneficiários justifica a incorporação de procedimentos médicos mais complexos e caros, cuja oferta amplia os gastos públicos com saúde. Esses novos procedimentos, contudo, são mais especializados e, por isso, atendem à demanda de uma parcela relativamente pequena da população. Logo, não necessariamente se traduzem em níveis significativamente maiores de produtos de saúde pública, como IDSUS e quantidade de procedimentos médicos. Assim, se a medida de eficiência relativa não reconhece que os municípios oferecem cestas de serviço variadas, municípios mais populosos acabam por apresentar desempenho inferior aos demais. O *trade off* é potencializado pela omissão da diversidade, que pode ser a causa da associação inversa entre tamanho da população e eficiência da saúde pública municipal estimada por Marinho (2003), Souza et al. (2010), Sousa e Piola (2010), Rocha et al. (2015) e Oliveira et al. (2012).

Os resultados obtidos nesta seção do estudo não identificam uma relação linear entre escala e eficiência. Nas duas fronteiras os municípios de tamanho intermediário (de 20 a 100 mil habitantes) são os menos eficientes. Na fronteira DEA VRS, a eficiência média dos menores municípios é superada somente pelos maiores municípios. Entretanto, com a inclusão da diversidade, essa diferença não apenas se amplia, como os grandes municípios (de 100 a 500 mil habitantes) também passam a ter eficiência média marginalmente superior aos menores: 0,74 contra 0,73.

Essa constatação de uma associação não linear entre a escala do município e eficiência na produção de serviços de saúde tem caráter preliminar porque os índices de eficiência utilizados são "ingênuos". Ignoram que as combinações de insumo-produtos observadas podem ser afetadas por fatores que não estão sob o controle dos gestores municipais, como a escala do município, estrutura etária da população, o grau de desenvolvimento socioeconômico, a importância relativa do setor privado na prestação de serviços de saúde, entre outros. Ainda que reflitam diferenças de desempenho relativo entre municípios na produção de serviços públicos de saúde, os índices "ingênuos" não podem ser diretamente interpretados como indicadores de ineficiência gerencial ou administrativa. Por isso, a análise definitiva da associação entre eficiência e escala depende dos índices "puros" do terceiro estágio da análise empírica, que são calculados com níveis de produtos artificialmente corrigidos de maneira a equilibrar, para todos os municípios da amostra, a interferência de fatores exógenos à função de produção. Com combinações insumo-produtos que controlam o efeito das variáveis

exógenas e interferências aleatórias, e os índices passam refletir mais adequadamente diferenças de eficiência técnica de fato.

Como o "efeito zoo" se revelou relevante, apresentamos somente as estimativas associadas à fronteira de produção que inclui a diversidade como produto na próxima seção¹²⁷. Utilizamos equações de regressão para estimar o impacto da população e de outras variáveis exógenas à função de produção sobre as insuficiências (*slacks*) dos produtos calculados pelo DEA VRS com Diversidade neste primeiro estágio. Juntamente com os resíduos identificados como resultado de choques aleatórios, as insuficiências estimadas pelas equações de regressão são utilizadas para corrigir os níveis de produtos gerados pelos municípios para compensar os efeitos de todos os fatores que não estão sob o controle de gestores municipais. No terceiro estágio, aplicamos o DEA novamente para gerar índices "puros" de eficiência técnica da produção de serviços públicos de saúde, que devem refletir mais adequadamente diferenças de competências gerenciais e administrativas entre os municípios brasileiros.

2. Segundo estágio: regressões das insuficiências de produtos

No segundo estágio, as insuficiências (*slacks*) de cada um dos produtos (IDSUS, quantidade e diversidade de procedimentos médicos) calculadas no primeiro estágio por meio do DEA "ingênuo"¹²⁸, são variáveis dependentes de equações de regressão que estimam a direção e magnitude de sua associação com fatores exógenos à função de produção de serviço público de saúde¹²⁹.

Esses fatores são divididos em dois grupos. O primeiro é formado por variáveis ambientais (ou de contexto), entendidas como aquelas sobre as quais o gestor municipal do serviço público de saúde tem pouco ou nenhum controle, mas que afetam a produção de serviços público de saúde. São as variáveis explicativas das insuficiências de produtos e são utilizadas para gerar os índices "puros" de eficiência técnica. É o caso do tamanho da população e do Estado ao qual pertence o município. Como, no primeiro

¹²⁷ As estimativas associadas à função de produção que considera somente o IDSUS e a quantidade de procedimentos médicos como produtos estão no anexo estatístico. Como, neste caso, a diversidade não é um produto da função de produção, a utilizamos como variável ambiental das regressões das insuficiências (*slacks*) do IDSUS e da quantidade de procedimentos.

¹²⁸ Os cálculos são realizados pelo *software* DEA-Solver-PRO 8.0.

¹²⁹ As estimativas associadas à função de produção que considera somente o IDSUS e a quantidade de procedimentos médicos como produtos estão no anexo estatístico. Como, neste caso, a diversidade não é um produto da função de produção, é incluída como variável ambiental das regressões das insuficiências (*slacks*) do IDSUS e da quantidade de procedimentos médicos.

estágio, constatamos uma relação não linear entre a escala do município e a eficiência técnica, o quadrado da população também é incluído como variável ambiental.

O segundo grupo de fatores exógenos utilizados nas equações de regressão é composto por variáveis sobre as quais o gestor municipal tem ingerência significativa. São insumos que não foram individualizados na função de produção (como a quantidade de leitos em estabelecimentos públicos) e fatores diretamente relacionados à provisão de serviços públicos de saúde (como a representatividade das despesas com atenção básica no total de despesas com saúde). Ao contrário das variáveis ambientais, não são consideradas determinantes das insuficiências (*slacks*) de produtos, mas variáveis explicativas da ineficiência. Conseqüentemente, são utilizadas para corrigir os índices "ingênuos" somente indiretamente: a diferença entre os resíduos das regressões e as estimativas de ineficiência corresponde à parcela do resíduo interpretada como resultado de choques aleatórios, que, esta sim, será utilizada para gerar os índices "puros" de eficiência técnica.

São estimadas equações de regressão lineares do tipo log-log, equivalentes a funções do tipo Cobb-Douglas, que demonstraram melhor ajuste aos dados. As insuficiências do IDSUS, da quantidade e da diversidade de procedimentos médicos em relação à fronteira de produção, calculada no primeiro estágio, por meio da fronteira DEA VRS com Diversidade, são modeladas como Fronteiras Estocásticas – SFA e os parâmetros da regressão são estimados por Máxima Verossimilhança. Como, no primeiro estágio, tratamos de uma função de produção de serviços públicos de saúde, a ineficiência deve ter efeito expansivo sobre a insuficiência de produtos. Quanto maior a ineficiência, maior deve ser a distância entre a fronteira de produção e a produção efetivamente observada. Logo, as Fronteiras Estocásticas das insuficiências de produto são estimadas de maneira análoga a funções de custos, que são positivamente afetados pela ineficiência.

Foram testadas quatro especificações da distribuição do termo do erro identificado como ineficiência gerencial, u_i : Normal-Exponencial, Seminormal, Normal-Truncada padrão e Normal-Truncada estendida, em que a média condicional da ineficiência é parametrizada como uma função linear de um conjunto de variáveis [Kumbhakar, Ghosh e McGuckin (1991), Huang e Liu (1994) e Battese e Coelli (1995)].

Assim como Souza et al. (2010) e Sousa e Piola (2010), optamos pela Normal-Truncada estendida. Além de gerar estimativas de desvio-padrão da ineficiência, $\hat{\sigma}_u$, de

tamanho expressivo e estatisticamente significantes, essa especificação é mais aderente à realidade dos municípios brasileiros, numerosos e bastante diversos entre si, pois reconhece explicitamente a existência de heterogeneidade na distribuição da ineficiência [Belotti et al. (2013)]. Isto é, que fatores exógenos à função de produção afetam não somente a fronteira estocástica das insuficiências (*slacks*) de produtos, mas também a própria ineficiência, que, dessa forma, deixa de ser modelada como se fosse identicamente distribuída entre os municípios brasileiros.

Ademais, essa especificação permite incorporar à análise variáveis que não são ambientais, pois estão sob o controle dos gestores municipais, mas que não foram consideradas na função de produção de serviços públicos de saúde. São as variáveis que compõem o segundo grupo de fatores exógenos à função de produção que destacamos anteriormente. Podemos investigar o efeito sobre a ineficiência de insumos de produção que estão contabilizados na despesa pública com saúde, mas não foram individualizados na função de produção (como a quantidade de médicos que atendem ao SUS). Podemos também estimar a influência de variáveis que, apesar de não serem insumos ou produtos típicos, sofrem ingerência dos gestores públicos e estão diretamente relacionados à provisão de serviços públicos de saúde (como o grau de dependência de transferências intergovernamentais).

Abaixo, a Tabela 30 apresenta os principais resultados da estimação das fronteiras estocásticas para as insuficiências (*slacks*) do IDSUS, da quantidade e da diversidade de procedimentos médicos calculados por meio de DEA VRS no primeiro estágio. Para facilitar a exposição, as estimativas associadas às *dummies* que indicam a qual Estado pertencem os municípios são omitidas, mas a tabela completa está disponível no anexo estatístico. Cumpre notar que as especificações das equações de regressão diferem entre produtos.

São exibidos coeficientes estimados para 2 (conjuntos) de regressores. O primeiro é composto por variáveis ambientais que afetam diretamente a fronteira estocástica de insuficiência de produtos. O segundo são variáveis que sofrem ingerência dos gestores municipais (não são ambientais) e não afetam a fronteira diretamente, mas determinam a média da distribuição da ineficiência. Em ambos os casos, regressores com coeficientes positivos (negativos) contribuem para expandir (contrair) as insuficiências de produtos e, portanto, concorrem também para aumentar (diminuir) a ineficiência da provisão de serviços públicos de saúde. Ademais, como todas as variáveis estão transformadas por logaritmos naturais, os coeficientes são elasticidades.

A inferência estatística se baseia na estimativa da matriz de variância-covariância de Huber-White, robusta à presença de heterocedasticidade.

TABELA 30 - ESTIMATIVAS DAS FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS DAS INSUFICIÊNCIAS (SLACKS) DE PRODUTOS CALCULADAS POR MEIO DO DEA VRS COM DIVERSIDADE⁽¹⁾

Variáveis explicativas e estatísticas das regressões	Slack IDSUS		Slack quantidade proced.		Slack diversidade proced.	
	Parâmetro estimado	Erro padrão	Parâmetro estimado	Erro padrão	Parâmetro estimado	Erro padrão
<i>Fronteira</i>						
Intercepto	-14,99***	1,205	-8,149**	3,703	-23,06***	2,755
População	2,161***	0,243	2,919***	0,762	3,418***	0,529
População ao quadrado	-0,094***	0,012	-0,103**	0,040	-0,144***	0,027
Prop. Analfabetos	0,139***	0,028			0,049	0,060
Grau de urbanização	0,041	0,029			0,064	0,049
PIB	-0,021	0,025				
Renda (<i>per capita</i> média)			0,191*	0,107	-0,037	0,099
Prop. Idosos			-0,194**	0,092		
Prop. Jovens	0,391***	0,100			0,009	0,185
Prop. óbitos cap20 CID-10	-0,002	0,007			-0,018*	0,011
Prop. proced. fed. e estaduais	-0,021***	0,004	-0,008	0,011	-0,015*	0,008
Prop. pop. plano saúde	-0,002	0,009	0,079***	0,021	0,060***	0,016
<i>Dummy</i> consórcio saúde	-0,060***	0,019	0,035	0,045	0,007	0,034
<i>Média da ineficiência</i>						
Intercepto	2,245***	0,205	-4,637***	0,876	5,500***	0,362
Prop. desp. total saúde	0,005	0,021			0,127***	0,042
Prop. desp. saúde transf. SUS	-0,069**	0,033				
Prop. desp. saúde invest.	-0,001	0,007			-0,006	0,012
Prop. desp. saúde pessoal	0,004	0,026			-0,095**	0,046
Prop. desp. saúde aten. básica	-0,014***	0,002			-0,009**	0,004
<i>Dummy</i> existe PSF	0,337***	0,097	-0,197***	0,158	0,386**	0,172
Quant. equipes PSF	-0,132***	0,024			-0,199***	0,044
Quant. estab. saúde públicos	0,015	0,018			0,042	0,034
Quant. médicos públicos	-0,023**	0,010			-0,026*	0,016
Quant. equip. públicos	-0,059***	0,012			-0,013	0,020
Quant. leitos públicos	0,030***	0,005			0,020***	0,008
Prop. proced. Privados	-0,012***	0,002	0,028**	0,014	0,003	0,004
<i>Dummy</i> atend. hospitalar	-0,142***	0,022	0,153***	0,086	0,288***	0,037
<i>Dummy</i> fundo saúde	0,007	0,041	0,077	0,152	0,048	0,067
<i>Dummy</i> plano saúde	-0,031	0,020			0,009	0,032
Sigma u_k (σ_u)	0,144***	0,008	0,224***	0,040	0,544***	0,037
Sigma v_k (σ_v)	0,615***	0,034	1,326***	0,082	0,893***	0,062
Gama ($\gamma = \sigma_u / \sigma_v$)	0,234***	0,029	0,169***	0,064	0,61***	0,031
Quant. Observações	5.199		5.199		5.199	
Quant. parâm. estimados	29		40		53	
Log-verossimilhança	-4.984		-8.886		-7.609	
Teste Wald signif. global	609***		2997***		1751***	
Quant. iterações converg.	18		11		14	

Fonte: Elaborada pelos autores.

(1) Todas as variáveis são transformadas por logaritmo natural, à exceção das *dummies*. O nível de significância estatística é indicado por *** se a 1%, ** se a 5% e * se a 10%. A significância estatística dos parâmetros é determinada pela estatística *t* assintótica (i.e., a estatística *z*). As estimativas foram obtidas a partir do comando *sfcross* do Stata/MP 13.0 [Belotti et al. (2013)].

As estimativas relacionadas aos componentes do termo de erro indicam que o modelo de fronteiras estocásticas é adequado para descrever a variação das insuficiências de produtos. As estimativas do desvio-padrão do termo do erro identificado como ineficiência σ_u são estatisticamente significantes. A magnitude absoluta do coeficiente é maior para a variedade de procedimentos médicos: 0,544. É neste modelo que a ineficiência revela ter maior importância relativa: a razão γ entre os desvios-padrão da ineficiência (σ_u) e do choque verdadeiramente estocástico (σ_v) é igual a 0,610.

Começamos por discutir os coeficientes estimados para as variáveis ambientais, que compõem as equações que descrevem as insuficiências (*slacks*) de produtos. As principais variáveis explicativas de interesse são o tamanho da população e o tamanho da população ao quadrado. Conforme esperado, nas equações das insuficiências dos três produtos, as elasticidades estimadas são estatisticamente significantes (pelo menos ao nível de 5%), além de positivos e negativos, respectivamente. Ou seja, as insuficiências de produtos tendem a crescer à medida que a população aumenta, quando, a partir de determinado tamanho, passam a diminuir. Dito de outra forma, a princípio, eficiência relativa na produção de serviços públicos de saúde diminui com a população, mas passa a aumentar a partir de uma determinada escala.

Tudo o mais constante, no caso do IDSUS, a eficiência atinge o mínimo em municípios com aproximadamente 90 mil habitantes. Para a quantidade de procedimentos médicos, em municípios com 86 mil habitantes. E, no caso da diversidade de procedimentos médicos, o mínimo é atingido por municípios com população em torno de 78 mil habitantes. Isso sugere que o IDSUS é o produto que mais prejudica a eficiência relativa dos municípios mais populosos.

Como a população do município não é uma variável sobre a qual os gestores públicos de saúde têm pouca ou nenhuma ingerência, os resultados das fronteiras estocásticas revelam que municípios de tamanho intermediário são indevidamente penalizados em medidas de desempenho relativo na produção de serviços de saúde. De fato, como constatado na seção anterior, municípios com população entre 20 e 100 mil habitantes apresentam os menores índices médios de eficiência técnica relativa. Em

média, tendem a apresentar índices de eficiência técnica mais baixos porque, para um dado nível de despesa pública com saúde, uma maior população não vem acompanhada de mais produtos, principalmente notas mais elevadas de IDSUS.

Esses resultados diferem da literatura nacional. As estimativas de Souza et al. (2010) sugerem que o tamanho da população afeta negativamente a eficiência de municípios paulistas na produção de taxas de sobrevivência hospitalar. Sousa e Piola (2010) também encontram evidência de que a população é inversamente relacionada à eficiência na redução da taxa de mortalidade infantil e expansão da esperança de vida ao nascer. Mattos et al. (2009), por sua vez, encontra uma associação positiva entre tamanho da população e a eficiência na ampliação do grau de acesso da população à rede pública de saúde¹³⁰ e na redução da quantidade de internações decorrentes de doenças infecciosas. Contudo, a comparabilidade com esses estudos é prejudicada devido à utilização de produtos diferentes.

Rocha et al. (2015) e Oliveira et al. (2012) utilizam o IDSUS como único produto de suas análises de eficiência na provisão de serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros. Estimam que o tamanho do município é inversamente relacionado à eficiência na produção de IDSUS. Este resultado não é inteiramente incoerente com este estudo, uma vez que verificamos que o IDSUS de fato é o produto que mais penaliza a eficiência de municípios de grande porte. Porém, conforme mencionado anteriormente, consideramos que o IDSUS, isoladamente, não é uma boa medida da provisão de serviços públicos de saúde. É um indicador relativo, muito focado no desempenho de procedimentos de baixa complexidade (em geral, de atenção básica à saúde), que não capta a quantidade e a diversidade de atendimentos médicos efetivamente realizados, dimensões relevantes dos sistemas públicos de saúde. Por serem mais abrangentes, acreditamos que as funções de produção deste estudo refletem melhor o desempenho dos municípios na produção de serviços de saúde.

De toda forma, os coeficientes estimados neste estágio da análise e nos estudos mencionados não permitem concluir definitivamente se os índices de eficiência técnica na produção de serviços públicos de saúde têm uma associação forte e bem definida com a escala do município. Isso porque não se trata, ainda, de índices "puros" de eficiência. São índices "ingênuos", que ignoram o fato de muitos fatores que condicionam a produção de serviços públicos de saúde não estão sob o controle dos

¹³⁰ Proporção de total de óbitos do município que ocorrem em estabelecimentos públicos de saúde.

gestores municipais. Não refletem exclusivamente a competência dos gestores municipais no processo de produção de serviços públicos de saúde. Podem identificar como ineficiência variações de combinações insumo-produto que não são resultado de administração e práticas de gestão equivocadas, mas que, em alguma medida, são determinadas pelo tamanho da população, por outras variáveis ambientais e por choques aleatórios do município em que os serviços públicos de saúde são prestados. É necessário verificar se a associação com a escala do município persiste para os índices "puros", calculados no terceiro estágio, que corrigem a interferência de fatores não discricionários sobre as notas do IDSUS e a quantidade de procedimentos médicos, que não é controlada nos índices "ingênuos". A geração de índices "puros" e a possibilidade de revelar uma relação verdadeiramente estrutural entre eficiência e escala para serviços públicos de saúde é o que distingue este estudo dos demais.

Ainda sobre escala, é interessante notar que o tamanho da população tem impacto relevante mesmo na presença da taxa de urbanização como controle na equação de regressão das insuficiências de produtos. Essa variável, porém, não é estatisticamente significativa. A proporção de pessoas residindo em áreas urbanas não influencia as insuficiências de IDSUS e de diversidade de procedimentos médicos e, conseqüentemente, os índices de eficiência técnica. Mattos et al. (2009) estima uma associação positiva entre urbanização e eficiência na ampliação do acesso à rede pública de saúde, mas negativa no caso da prevenção de doenças infecciosas.

Conforme destacado em Oliveira et al. (2012), a educação pode ser considerada um insumo do processo de produção de resultados de saúde. Pode ser interpretado como indicador de conhecimento disponível ou *proxy* para outros insumos associados a resultados de saúde, como condições de habitação e nutrição. Condizente com essa interpretação, neste estudo estimamos que o nível educacional da população tem efeito positivo considerável sobre a insuficiência de IDSUS. A elasticidade é igual 0,139. Assim, quanto maior a proporção de analfabetos¹³¹, maior a insuficiência e, conseqüentemente, menor a eficiência técnica na produção de serviços públicos de saúde. Rocha et al. (2015) também estimam uma associação direta entre educação e notas do IDSUS para municípios brasileiros com até 100 mil habitantes¹³².

PIB e renda domiciliar per capita, variáveis ambientais indicativas de desenvolvimento econômico, não se revelaram estatisticamente significantes (pelo

¹³¹ Com 25 anos ou mais de idade.

¹³² A relação não é estatisticamente significativa no caso de municípios com mais de 100 mil habitantes.

menos ao nível de 5%). Em relação às variáveis de estrutura etária da população, os efeitos sobre a eficiência são contraditórios. Por um lado, a proporção de idosos (pessoas com 65 anos ou mais de idade) contribui para reduzir a insuficiência de quantidade de procedimentos (coeficiente estimado igual a -0,194). Isto é, está associada à realização de uma maior quantidade de procedimentos médicos e, portanto, a maior eficiência relativa. Por outro lado, a proporção de crianças e jovens (com até 17 anos de idade) aumenta a insuficiência de IDSUS (coeficiente estimado igual a 0,391) e, dessa forma, diminui a eficiência. Ou seja, uma população relativamente jovem não necessariamente se traduz em maior grau de acesso e efetividade do sistema público de saúde. Isso poderia ser explicado pela tendência a que populações mais jovens apresentem maiores índices de violência. Entretanto, a variável proporção de mortes por causas externas¹³³, isto é, decorrentes de acidentes e violência (principalmente acidentes de trânsito e homicídios), não mostrou possuir relação estatisticamente significativa com insuficiência de IDSUS.

A participação em consórcio intermunicipal de saúde apresenta impacto estatisticamente significativo somente sobre a insuficiência de IDSUS. O coeficiente estimado é negativo e de pequena magnitude: -0,060. Assim, apesar dos potenciais ganhos de gestão associados a consórcios, estes não parecem contribuir muito para aumentar a eficiência da produção de serviços públicos de saúde. Para as insuficiências de quantidade e diversidade de procedimentos médicos, o efeito da proporção da população coberta por planos privados de saúde também é pequeno, apesar de positivo: os coeficientes estimados são 0,079 e 0,060, respectivamente. Portanto, o nível de representatividade do setor privado de saúde não tem impacto relevante sobre a eficiência do sistema público. Mattos et al. (2009) encontra resultado semelhante.

Por fim, observa-se que, para a insuficiência de IDSUS, a proporção de procedimentos médicos realizados em estabelecimentos de saúde geridos pelos governos estadual ou federal apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo, mas de tamanho reduzido: -0,021. Esse resultado indica que esses estabelecimentos, que são financiados por despesas de outras esferas de governo, tendem a aumentar marginalmente a cobertura e efetividade dos serviços públicos de saúde prestados nos municípios. A variável, porém, não é estatisticamente significativa

¹³³ Capítulo XX da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde – CID-10. Mais informações em <http://www.who.int/classifications/icd/en/>. As tabelas da CID-10 podem ser baixadas em <http://www.datasus.gov.br/cid10/V2008/cid10.htm>

no caso da insuficiência de quantidade e diversidade de procedimentos médicos, o que pode ser interpretado como consequência descentralização do SUS, que atribuiu aos municípios a maior parte da responsabilidade pela prestação de serviços públicos de saúde. Souza e at. (2010), tampouco estimam uma relação estatisticamente significativa entre essa variável e a eficiência na redução das taxas de mortalidade hospitalar.

A partir deste ponto, passamos a analisar os coeficientes estimados para as variáveis que compõem as equações que descrevem a média das ineficiências que afetam as fronteiras estocásticas de insuficiências (*slacks*) de produtos. A proporção da despesa total do município destinada à saúde tem efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a insuficiência de diversidade de procedimentos: o coeficiente estimado é 0,127. Assim, quanto maior a representatividade de gastos públicos em saúde, maior a distância em relação à diversidade de procedimentos médicos que caracterizariam um serviço público de saúde eficiente. Estudos aplicados a governos subnacionais brasileiros não avaliam essa variável, mas análises feitas para países indicam que o nível de gastos é inversamente relacionado à eficiência na ofertas de serviços de saúde e educação [Gupta e Verhoeven (2001) e Herrera e Pang (2005)].

Em relação aos indicadores de composição de despesa pública com saúde, observa-se que a proporção de gastos com investimentos não está associada a variações da insuficiência de IDSUS e da diversidade de procedimentos. No caso da diversidade, porém, a proporção de despesas com pessoal ativo contribui para reduzir a insuficiência: o coeficiente estimado é igual a -0,095. Logo, para um dado nível de despesa, uma maior proporção de gastos de pessoal, talvez destinada à contratação de profissionais especializados, tende a viabilizar a expansão da diversidade da cesta de serviços.

Ainda para o IDSUS, a ineficiência é tão menor quanto maior a razão entre transferências intergovernamentais do SUS e as despesas com saúde. Como as transferências intergovernamentais do SUS são condicionais (isto é, destinadas a aplicações específicas determinadas pelos governos estadual e Federal, principalmente), esse resultado pode ser interpretado como sugestivo de que as diretrizes traçadas pelas esferas superiores de governo redundam em maior nota do IDSUS. Poderia sugerir também que, quanto maior a autonomia do gestor municipal, menor a eficiência técnica do sistema de saúde. Porém, à luz do trabalho de Rocha et al. (2016), deve ser considerado que o resultado aqui obtido pode encobrir impactos heterogêneos da autonomia sobre municípios dispares em termos de eficiência. Os autores encontram evidência de que o grau de autonomia dos municípios na realização de despesas na área

da saúde não contribui para melhorar indicadores de saúde¹³⁴. Entretanto, estimam um impacto significativo quando a análise se restringe a um subconjunto de municípios eficientes¹³⁵ na utilização de despesas públicas e a média de anos de estudo da população adulta para a produção de notas do IDSUS.

Para as insuficiências de IDSUS e de diversidade de procedimentos, há associação pequena, negativa e estatisticamente significativa com a proporção de despesas alocadas em atenção básica. Em 2010, consistia em serviços¹³⁶ disponibilizados à população principalmente por meio de Unidades Básicas de Saúde – UBS e por equipes do Programa Saúde da Família – PSF (que depois viria a ser denominado de Estratégia de Saúde da Família – ESF). Tendo em vista que a atenção básica é uma prioridade do SUS, chama atenção o fato da proporção de gastos nesse nível de assistência à saúde pouco contribuir para aumentar a eficiência do sistema público de saúde. Além disso, como o PSF é o principal programa da atenção [Médici (2011) e Rocha et al. (2016)], é importante notar que municípios que cobertos pelo PSF, têm, em média, insuficiências maiores de IDSUS e de diversidade de procedimentos. Logo, simples a existência do PSF também não está associada a melhorias da eficiência. Porém, cumpre destacar que a quantidade de equipes do PSF contribui para reduzir a insuficiência de IDSUS e, portanto, aumentar a eficiência. De fato o PSF é muito abrangente e seu tamanho varia muito entre municípios. O programa está presente em 95% dos municípios da amostra e as quantidades média e mediana de equipes é 3 e 6, respectivamente. Entretanto, enquanto há municípios com somente 1 equipe, outros possuem mais de 1 mil.

De maneira geral, o capital físico e a mão de obra especializada da rede pública de saúde têm impacto estatisticamente significativo sobre a ineficiência somente por meio da insuficiência do IDSUS. A quantidade de estabelecimentos públicos de saúde não tem efeito significativo, mas a quantidade de médicos e equipamentos do SUS reduzem a ineficiência. Entretanto, a quantidade de leitos aumenta ineficiência tanto para o IDSUS quanto para os procedimentos médicos. Isso não significa que a quantidade de leitos disponibilizados à população não contribua para a melhoria dos serviços de saúde. Souza et al. (2010), por exemplo, estima que a quantidade de leitos aumenta o complemento da taxa de mortalidade hospitalar. Como a despesa pública é o

¹³⁴ Taxas de mortalidade infantil e cobertura do Programa Saúde da Família – PSF.

¹³⁵ Com índices de eficiência acima da média da amostra.

¹³⁶ Como administração de medicamentos e vacinas, consultas (médicas e de enfermagem) e ações de saúde bucal.

insumo na função de produção aqui considerada, o resultado indica, porém, que a aquisição e a manutenção de leitos gera despesas que não são compensadas por melhorias significativas dos serviços públicos de saúde. Os gastos com médicos e equipamentos parecem ser mais produtivos.

A proporção de procedimentos médicos realizados em estabelecimentos privados¹³⁷ conveniados ao SUS apresenta coeficientes de pequeno tamanho, mas estatisticamente significantes, com sinais contraditórios: negativo para ineficiências do IDSUS (-0,012) e positivo para quantidade de procedimentos (+0,028). Os resultados sugerem, então, que a contratação de serviços prestados por entes privados não tem impacto líquido expressivo sobre a eficiência dos serviços públicos de saúde. Uma conclusão contrária à de Souza et al. (2010), que estima uma associação positiva entre o grau de dependência de hospitais privados e a eficiência na redução da taxa de mortalidade hospitalar. No entanto, convém ressaltar que, neste estudo, utilizamos medidas de resultados do serviço público de saúde que não se restringem ao setor hospitalar.

A propósito, estimamos que a existência de atendimento hospitalar pelo SUS também tem relação contraditória com a ineficiência. Tem um efeito negativo sobre a insuficiência de IDSUS (-0,142) e positivo sobre a insuficiência da quantidade e diversidade de procedimentos (+0,153 e +0,288, respectivamente). Assim, por meio do IDSUS, a oferta de serviços hospitalares está associada a uma produção mais eficiente de serviços públicos de saúde. O efeito em sentido contrário sobre a quantidade e diversidade de procedimentos pode ser explicado pelo fato das internações hospitalares representarem uma pequena fração do total de procedimentos médicos. Em 2010, dos 3,3 bilhões de procedimentos registrados pelo SUS, somente 11,7 milhões foram internações hospitalares.

Por fim, fazemos referência à existência de fundos e planos municipais de saúde, cuja implantação é incentivada pelo Ministério da Saúde, que condiciona determinadas categorias de transferências intergovernamentais à existência desses instrumentos de gestão da saúde pública. Os resultados aqui obtidos sugerem, porém, que fundos e planos não têm efeito estatisticamente significativo sobre as insuficiências de nenhum produto e, conseqüentemente, sobre a eficiência na produção de serviços públicos de saúde.

¹³⁷ Inclusive entidades sem fins lucrativos.

3. Terceiro estágio: índices "puros" de eficiência técnica

No terceiro estágio aplicamos novamente o DEA para produzir índices de eficiência na produção de serviços públicos de saúde¹³⁸. Entretanto, ao invés de utilizarmos os valores de produtos observados para os municípios, empregamos os valores corrigidos de produtos, de acordo com o método proposto por Fried et al. (2002). As correções dos valores dos produtos são realizadas a partir das insuficiências de produtos e resíduos aleatórios estimados pelos modelos econométricos implementados no segundo estágio. Abaixo, a Tabela 31 permite comparar as estatísticas descritivas dos valores dos produtos originais (efetivamente observados) e os corrigidos conforme a proposta de Fried et al. (2002).

TABELA 31 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS PRODUTOS: VALORES OBSERVADOS E CORRIGIDOS PARA CADA FRONTEIRA DE PRODUÇÃO

Produto	Tipo de valor	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de var.(%)
IDSUS	Observado (original)	5,71	5,67	2,51	8,36	0,82	14%
	Correção do DEA VRS	7,20	7,22	4,38	8,96	0,59	8%
	Correção do DEA VRS c/ Div.	7,07	7,07	4,14	18,51	0,66	9%
Quant. Proced	Observado (original)	613.050	134.065	153	280.632.522	4.635.218	756%
	Correção do DEA VRS	614.927	134.714	304	280.678.705	4.637.338	754%
	Correção do DEA VRS c/ Div.	762.598	211.643	3.937	281.348.075	4.720.793	619%
Div. Proced	Observado (original)	58	43	1	471	56	97%
	Correção do DEA VRS	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	Correção do DEA VRS c/ Div.	59	44	3	471	56	95%

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme esperado, a correção aumenta os níveis de todos os produtos. No caso do IDSUS, de maneira geral, a variação é maior quando a correção é aplicada à fronteira

¹³⁸ Os cálculos são realizados pelo *software* DEA-Solver-PRO 8.0.

de produção DEA VRS. Já no caso da quantidade de procedimentos, a maior expansão é verificada para o DEA VRS com Diversidade. Isso significa que a inclusão da diversidade na função de produção de serviços públicos de saúde faz com que os modelos econométricos do segundo estágio atribuam a fatores exógenos e aleatórios uma parcela menor (maior) da variação do IDSUS (da quantidade de procedimentos médicos) observada para os municípios brasileiros. Além disso, cumpre notar que a variação da diversidade de procedimentos médicos decorrente da correção é particularmente modesta, uma evidência de que, para este produto, a variação entre municípios decorre, em grande medida, de diferenças em fatores que estão sob o controle das prefeituras, como a estrutura de gestão da saúde pública.

Passamos agora à apresentação e análise dos índices de eficiência técnica computados pelo método DEA, mas considerando os produtos corrigidos. Os índices gerados são denominados "puros" porque as correções promovidas com base nas estimativas dos modelos econométricos aumentam os produtos de municípios que são desfavorecidos por fatores que não estão sob seu controle, de maneira a equipará-los aos demais. Em um contexto em que efeito de variáveis ambientais e choques aleatórios estão controlados e, conseqüentemente, os municípios estão nivelados, as diferenças de combinações insumo-produtos podem ser adequadamente identificadas como ineficiência técnica de fato, isto é, de práticas gerenciais e administrativas pouco produtivas.

A Tabela 32, a seguir, exhibe as estatísticas descritivas dos índices "ingênuos" e "puros" (isto é, que tiveram seus produtos corrigidos para mitigar a interferência de variáveis exógenas à função de produção), calculados para as fronteiras DEA VRS e DEA VRS com Diversidade.

TABELA 32 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS ÍNDICES "INGÊNUOS" E "PUROS" DE EFICIÊNCIA TÉCNICA NA PRODUÇÃO DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE SAÚDE

Tipo de valor	Quant. mun. eficientes	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coef. de var.(%)
DEA VRS original	16	0,69	0,68	0,30	1,00	0,10	15%
DEA VRS corrigido	15	0,82	0,82	0,49	1,00	0,07	9%
DEA VRS c/ Div. original	36	0,72	0,71	0,33	1,00	0,10	14%
DEA VRS c/ Div. corrigido	35	0,81	0,81	0,48	1,00	0,08	9%

Fonte: Elaborada pelos autores.

As correções contribuíram para diminuir a dispersão e elevar o patamar da eficiência. Em média, os índices "puros" são superiores aos "ingênuos": 18% e 12% maiores para o DEA VRS e o DEA VRS com Diversidade, respectivamente. Isso indica que é considerável a parcela dos índices "ingênuos" de eficiência que pode ser atribuída à influência negativa de variáveis ambientais e de choques aleatórios. Ou seja, os índices "ingênuos" tendem a subestimar a eficiência técnica dos municípios, especialmente quando a função de produção considerada não contempla a diversidade dos serviços públicos de saúde.

Resta mensurar o "efeito zoo" para os índices "puros". No primeiro estágio verificamos que a inclusão da diversidade na função de produção aumenta a média do índice "ingênuo" de eficiência de todos os grupos populacionais, mas que o crescimento proporcional é tão maior quanto mais populoso o grupo. Esse resultado foi interpretado como evidência do "efeito zoo" sobre as medidas "ingênuas" de eficiência técnica. O objetivo agora é verificar se o mesmo fenômeno é observado quando tratamos de índices que mitigam a interferência de choques aleatórios e de variáveis ambientais, como o próprio tamanho da população, que não está sob o controle direto dos gestores municipais.

A seguir, a Tabela 33 apresenta as médias dos índices DEA VRS e DEA VRS com Diversidade para os diferentes grupos populacionais.

TABELA 33 - MÉDIAS DOS ÍNDICES "PUROS" DE EFICIÊNCIA TÉCNICA E VARIAÇÃO PROPORCIONAL, POR GRUPOS POPULACIONAIS

Grupos de municípios de acordo com a população	Quant. mun.	DEA VRS corrigido	DEA VRS c/ Div. corrigido	Efeito zoo (var. prop.)
Menor do que 20 mil habitantes	3.660	0,83	0,81	-2%
De 20 a 50 mil habitantes	968	0,78	0,78	-1%
De 50 a 100 mil habitantes	307	0,78	0,79	1%
De 100 a 500 mil habitantes	228	0,82	0,83	2%
Maior ou igual a 500 mil habitantes	36	0,89	0,92	4%
Toda a amostra	5.199	0,82	0,81	-1%

Fonte: Elaborada pelos autores.

A inclusão da diversidade na função de produção gera efeitos assimétricos sobre a média da eficiência "pura" dos grupos de municípios organizados de acordo com o tamanho da população. Assim como no primeiro estágio, quanto mais populoso o grupo, maior a variação relativa da eficiência. Em verdade, municípios com menos de 50 mil

habitantes registram redução dos índices médios de eficiência. Portanto, mesmo após as correções dos níveis de produto, verificamos que o "efeito zoo" viesou as estimativas de eficiência técnica, penalizando indevidamente os municípios de maior escala. Ignorar que a diversidade da cesta de serviços é um produto de saúde pública tende a subestimar a eficiência dos municípios mais populosos e pode induzir conclusões equivocadas sobre a existência de economias de escala na provisão de serviços públicos de saúde.

A distribuição dos índices da fronteira DEA VRS com Diversidade indica que, a partir de 20 mil habitantes, existe uma associação positiva, mas não muito pronunciada, entre escala do município e eficiência. Em verdade, municípios com população até 500 mil habitantes têm índices de eficiência muito semelhantes, variando de 0,79 a 0,83. Somente o grupo dos maiores municípios apresenta índice médio de eficiência (0,92) muito acima dos demais.

Assim, quando se expurga os efeitos de choques aleatórios e de variáveis ambientais, revela-se que, de maneira geral, a escala do município está associada de maneira direta, mas fraca, com a eficiência na gestão de serviços públicos de saúde. Porém, o fato dos maiores municípios terem desempenho consideravelmente superior aos demais, fornece uma indicação de que são significativas as economias de escala associadas à provisão de serviços públicos de saúde. Nesse sentido, a descentralização do SUS não promove a eficiência do sistema público de saúde.

A razão para não ter sido identificada uma associação mais acentuada entre eficiência e população é evidenciada na Tabela 34, abaixo, que apresenta dados de insumos e produtos efetivamente observados dos municípios que são identificados mais frequentemente como eficientes pelas fronteiras DEA VRS e DEA VRS com Diversidade.

TABELA 34 - INSUMOS E PRODUTOS DE MUNICÍPIOS MAIS FREQUENTEMENTE IDENTIFICADOS COMO EFICIENTES

Município	UF	Pop. (mil)	IDSUS	Proced. (mil)	Div.	Despesa (mil)	IDSUS/ Desp. ⁽¹⁾	Proced./ Desp. ⁽²⁾	Div./ Desp. ⁽³⁾
Miguel Leão	PI	1,25	5,49	10	5	850	6.459	12	588
São Félix do Tocantins	TO	1,44	5,36	13	13	871	6.159	15	1.493
Rio da Conceição Bom	TO	1,71	6,40	19	13	918	6.974	21	1.416
Progresso	RS	2,33	7,38	23	12	1.001	7.371	23	1.198
Palotina	PR	28,68	6,25	6.721	86	9.798	638	686	878
Votuporanga	SP	84,69	7,30	7.771	267	21.307	342	365	1.253
Florianópolis	SC	421,24	6,67	40.792	402	176.801	38	231	227
São Paulo	SP	11.253,50	6,21	280.633	471	5.031.252	1	56	9

Fonte: Elaborada pelos autores.

(1) $(IDSUS/Despesa) \times (1 \times 10^6)$; (2) $(Quantidade\ de\ procedimentos/Despesa) \times (1 \times 10^3)$; (3) $(Diversidade\ de\ procedimentos/Despesa) \times (1 \times 10^5)$.

Municípios grandes como Florianópolis/SC e São Paulo/SP têm desempenho muito inferior aos demais municípios quando se considera a nota do IDSUS por cada real gasto em saúde, que é especialmente elevada para municípios com menos de 20 mil habitantes. Compensam essa deficiência, porém, produzindo uma quantidade elevada de procedimentos médicos para cada unidade de despesa¹³⁹.

Essa constatação reforça a escolha da quantidade e diversidade de procedimentos como produtos relevantes a serem considerados na análise da eficiência da provisão de serviços públicos de saúde. O IDSUS, como indicador relativo de acesso (potencial ou obtido) e efetividade do SUS em diferentes níveis assistenciais, favorece fortemente municípios pequenos nas medidas de eficiência técnica. Entretanto, ainda que composto por 20 indicadores, o IDSUS não reflete o esforço das prefeituras na maximização da quantidade de atendimentos realizados e a multiplicidade de ocorrências que levam a população a buscar atendimento na rede pública de saúde.

Nesse sentido, a quantidade e diversidade de procedimentos são produtos que complementam o IDSUS. Municípios grandes podem ter dificuldade para aumentar a proporção de partos normais, um dos indicadores com maior peso no IDSUS, mas realizam um grande número de partos cesárea e ainda oferecem uma variedade maior de assistência pós-parto. Muito provavelmente é essa combinação de produtos a responsável pela discrepância do resultado em relação à literatura nacional. À exceção de Mattos et al. (2009), os estudos aplicados a municípios brasileiros encontram uma

¹³⁹ Dentre os mais frequentemente eficientes, há municípios de tamanho intermediário, Palotina/PR e Votuporanga/SP, que apresentam desempenho equilibrado tanto em termos de IDSUS quanto em termos de quantidade de procedimentos.

relação inversa entre escala do município e eficiência. Esses estudos, porém, consideram dimensões específicas da provisão pública de assistência à saúde, além de ignorarem a diversidade da cesta de serviços. Oliveira et al. (2012), por exemplo, considera que IDSUS é o único produto da saúde pública municipal.

De fato, quando se comparam municípios com IDSUS semelhantes, a relação entre escala do município e eficiência técnica na produção de serviços de saúde fica mais evidente, especialmente para os municípios com menores notas. Isso pode ser observado na Tabela 35, a seguir, que também explicita que os municípios de menor porte são, em geral, melhor avaliados pelo indicador de desempenho desenvolvido pelo Ministério da Saúde.

TABELA 35 - MÉDIAS DOS ÍNDICES "Puros" DE EFICIÊNCIA TÉCNICA DA FRONTEIRA DEA VRS COM DIVERSIDADE, POR GRUPOS POPULACIONAIS E NOTAS DO IDSUS

Grupos de municípios de acordo com a população	Grupos de municípios de acordo com o IDSUS		
	Menor que 4,5	De 4,5 a 6,5	De 6,5 a 8,5
Menor do que 20 mil habitantes	0,67	0,80	0,89
De 20 a 50 mil habitantes	0,66	0,78	0,89
De 50 a 100 mil habitantes	0,67	0,81	0,91
De 100 a 500 mil habitantes	0,73	0,83	0,91
Maior ou igual a 500 mil habitantes	0,96	0,91	0,94
População média	65.069	35.188	20.283

Fonte: Elaborada pelos autores.

Portanto, no caso dos municípios brasileiros, a descentralização da provisão de serviços públicos de saúde, parece redundar em maior grau de acesso (potencial e obtido) e efetividade da rede pública de saúde, conforme medida pelo IDSUS. Isso pode ser consequência da maior proximidade entre a demanda local e os gestores públicos responsáveis pelas decisões de gasto, o que contribuiria para reduzir desperdício de recursos e focalizar a provisão em serviços priorizados pela população, em linha com as predições da literatura de federalismo fiscal [e.g., Oates (1972) e Person e Tabellini (2000)]. Entretanto, os ganhos de escala na produção de quantidade e diversidade de procedimentos médicos, parecem prevalecer, ainda que não substancialmente, na determinação do nível de eficiência técnica na produção de serviços públicos de saúde.

Mesmo que o município seja de fato a esfera de governo mais capaz de adaptar os serviços de saúde aos anseios da população, a existência de custos fixos significativos (com hospitais, por exemplo) torna o custo médio de operação tão maior

quanto menor o município [Sousa et al. (2005)]. Logo, para um dado nível de despesa pública, municípios pequenos tendem a produzir menor quantidade e diversidade de procedimentos médicos. Conseqüentemente, estão propensos a ser menos eficientes que municípios de grande porte na produção de serviços públicos de saúde. Ademais, como verificado no capítulo anterior, municípios de maior escala também são favorecidos pelo grau de congestionamento relativamente baixo da provisão municipal de saúde.

E. Conclusões

Para uma amostra de dados de corte de 5.199 municípios brasileiros do ano de 2010 e baseado em uma metodologia em 3 (três) estágios, que combina Análise Envoltória de Dados – DEA e Fronteiras Estocásticas – SFA, este estudo avalia a eficiência na provisão de serviços públicos de saúde no Brasil. Para tanto, considera a despesa total com saúde como insumo e o Indicador de Desempenho do Sistema Único de Saúde – IDSUS, a quantidade e a diversidade de procedimentos médicos como produtos.

Identifica que, de maneira geral, a eficiência na produção de serviços públicos de saúde está diretamente relacionada à escala de operação do sistema de saúde, medida pelo tamanho da população do município. Ao contrário de outros estudos que avaliam provisão governamental de saúde no Brasil, os índices relativos de eficiência técnica que fundamentam a análise são estimados de maneira a mitigar o impacto de variáveis ambientais e choques aleatórios sobre os níveis de produtos e, por isso, tendem a refletir variações de práticas administrativas entre municípios. Assim, o resultado indica que, quanto maior o tamanho do município, maior a propensão a adotar modelos de gestão que melhoram o desempenho na provisão de serviços públicos de saúde. Se, por um lado, municípios de maior escala não necessariamente apresentam maiores notas de IDSUS, por outro, conseguem gerar maior quantidade e diversidade de procedimentos médicos, para um dado nível de despesa pública. Nesse sentido, a descentralização do SUS, apesar de promover a melhoria especificamente do IDSUS, não contribui para aumentar a eficiência técnica do sistema público de saúde.

O resultado pode ser uma indicação de que, na oferta de serviços de saúde, municípios menores não conseguem contornar custos fixos que elevam seu custo médio

de operação. Municípios mais populosos parecem ser favorecidos pelo baixo grau de congestionamento da provisão de serviços de saúde (conforme verificado no capítulo anterior) e por ganhos de escala significativos na produção de quantidade e diversidade de procedimentos médicos. A associação positiva entre escala e eficiência só não é mais forte porque municípios de menor porte têm desempenho superior em termos de grau de acesso (potencial e obtido) e efetividade da rede pública de saúde, conforme medido pelo IDSUS.

Cabe ressaltar que a análise é particularmente adequada ao contexto brasileiro, em que a maior parte da responsabilidade pela prestação de serviços públicos de saúde recai sobre os municípios, que, no entanto, operam seus sistemas de saúde em condições muito heterogêneas. De fato, a análise permitiu constatar que, uma vez controlada a influência de fatores que não sob o controle dos gestores públicos de saúde, o nível médio de eficiência é significativamente majorado para municípios de todos os portes.

Em relação ao impacto de variáveis exógenas à função de produção¹⁴⁰, a metodologia adotada pelo estudo permite estimar não somente a direção, magnitude e significância estatística, mas também identificar o canal por meio do qual afetam a eficiência da saúde pública: se pelo IDSUS, pela quantidade de procedimentos e/ou pela diversidade de procedimentos médicos.

Por meio da quantidade e diversidade de procedimentos, a proporção da população coberta por planos de saúde apresenta uma associação negativa, mas de pequena magnitude, com a eficiência. Isso sugere que a representatividade do setor privado de saúde não tem impacto relevante sobre a eficiência do sistema público. A eficiência é afetada negativamente pela proporção de crianças e jovens (até 17 anos de idade), por meio do IDSUS. Isso poderia ser explicado pela tendência a que populações mais jovens apresentem maiores índices de violência. Entretanto, a variável proporção de mortes por causas externas (decorrentes principalmente de acidentes de trânsito e homicídios), não apresentou coeficiente estatisticamente significativo.

Foi verificado que a proporção de gastos em atenção básica à saúde e a simples existência do Programa Saúde da Família – PSF, iniciativas prioritárias do SUS, não estão associados a um nível maior de eficiência na produção de serviços públicos de saúde. Entretanto, a quantidade de equipes do PSF presentes no município contribui para reduzir a insuficiência de IDSUS e, portanto, aumentar a eficiência. A proporção

¹⁴⁰ Variáveis ambientais e variáveis explicativas da média condicional da ineficiência.

de procedimentos do SUS realizados em estabelecimentos privados conveniados ao SUS não se traduz em aumento da quantidade de procedimentos médicos. Mas tem impacto positivo sobre o IDSUS. Logo, a contratação de provedores privados, como estratégia para reduzir o grau de utilização da rede pública, não tem efeito líquido sobre a eficiência do SUS.

De maneira geral, o capital físico e a mão de obra especializada da rede pública de saúde têm impacto estatisticamente significativo sobre a ineficiência somente por meio do IDSUS. A quantidade de médicos e equipamentos do SUS reduzem a ineficiência. Entretanto, a quantidade de leitos aumenta ineficiência, tanto por meio do IDSUS quanto por meio da quantidade de procedimentos médicos. Como a despesa pública é o insumo na função de produção, o resultado indica que a aquisição e manutenção de leitos gera despesas que não são compensadas por melhorias significativas dos serviços públicos de saúde. Os gastos com médicos e equipamentos parecem ser mais produtivos.

Um dos principais fatores de expansão da eficiência é o nível educacional da população, que pode ser interpretado como indicador de conhecimento disponível ou *proxy* para outros insumos associados a resultados de saúde, como condições de habitação e nutrição. O grau de dependência de transferências intergovernamentais também contribui para aumentar a eficiência. Como as transferências do SUS são destinadas a aplicações específicas determinadas pelos governos estadual e Federal, esse resultado pode ser interpretado como sugestivo de que as diretrizes traçadas pelas esferas superiores de governo melhoram o sistema público de saúde. A proporção de idosos e proporção de gastos de pessoal estão relacionados a maiores quantidade e diversidade de procedimentos médicos e, dessa forma, contribuem para aumentar a eficiência dos municípios.

A existência de atendimento hospitalar tem relação contraditória com a ineficiência. Tem um efeito positivo por meio do IDSUS e negativo no caso da quantidade e diversidade de procedimentos médicos. O efeito negativo pode ser explicado pelo fato das internações hospitalares representarem uma pequena fração do total de procedimentos médicos realizados. Em 2010, dos 3,3 bilhões de procedimentos registrados pelo SUS, somente 11,7 milhões foram internações hospitalares.

O estudo também investiga o "efeito zoo" [Oates (1988)]. Como municípios mais populosos tendem a oferecer serviços mais diversificados, complexos e caros, índices de eficiência menores para municípios de maior porte podem refletir não um

efeito de escala propriamente dito, mas o efeito de custos médios mais elevados associados ao escopo da provisão. Por considerarem homogêneas as ofertas dos diferentes municípios, os estudos anteriores poderiam estar subestimando o efeito da escala. De fato, foi constatado que a inclusão da diversidade como um produto da função de produção de serviços públicos de saúde aumenta especialmente a eficiência média dos municípios mais populosos, fortalecendo a relação positiva entre o tamanho da população e a eficiência.

Esse resultado também indica que análises tradicionais de eficiência potencializam o *trade off* entre eficiência alocativa no sentido de Samuelson e eficiência técnica. Um contingente maior de beneficiários justifica a incorporação de procedimentos médicos mais complexos e caros, cuja oferta amplia os gastos públicos com saúde. Esses novos procedimentos, contudo, são mais especializados e, por isso, atendem à demanda de uma parcela relativamente pequena da população. Logo, não necessariamente se traduzem em níveis significativamente maiores de produtos de saúde pública, como IDSUS e quantidade de procedimentos médicos, por exemplo. Assim, se a medida de eficiência relativa não reconhece que os municípios oferecem cestas de serviço variadas, municípios mais populosos acabam por apresentar desempenho inferior aos demais. Ignorar a diversidade reforça esse *trade off* e pode ser a causa da associação inversa entre tamanho da população e eficiência da saúde pública municipal estimada pela maior parte da literatura nacional.

Uma interessante extensão da estratégia empírica seria incorporar uma estrutura de dados em painel. Para uma completa avaliação da descentralização de competências promovida pela Constituição Federal de 1988, seria importante verificar a evolução da produtividade de municípios de diferentes portes. Um hiato crescente de eficiência entre pequenos e grande municípios reforçaria a percepção de que escala é determinante na provisão de serviços públicos de saúde. Outra melhoria relevante seria estimar o efeitos de interações espaciais sobre a eficiência. É possível que os grandes municípios tenham desempenho relativamente deficiente em IDSUS porque acabam tendo que despender recursos significativos para produzir procedimentos médicos que beneficiam as populações de municípios próximos. Em tal contexto, caso o efeito da interação espacial fosse devidamente controlado, a associação entre eficiência e escala poderia se revelar mais acentuada.

F. Referências bibliográficas

- Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2005). "Public sector efficiency: an international comparison". *Public choice*, 123(3-4), 321-347.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K., Schmidt, P. (1977). "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models". *Journal of Econometrics*, 6:21–37.
- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W. (1984). "Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis". *Management Science*, 30:1.078-1.092.
- Battese, G. E., Corra, G. S. (1977). "Estimation of a production frontier model with application to the Pastoral Zone of Eastern Australia". *Australian Journal of Agricultural Economics*, v. 21, n. 3, p. 169-179.
- Battese, G. E., Coelli, T. J. (1995). "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data". *Empirical Economics*, 20:325-332.
- Belotti, F., Daidone, S., Iardi, G., & Atella, V. (2013). "Stochastic frontier analysis using Stata". *Stata Journal*, 13(4), 718-758.
- Boueri, Rogério (2015). "Modelos não paramétricos: Análise Envolvória de Dados (DEA)". In: Boueri, R., Rocha, F., & Rodopoulos, F. "Avaliação da qualidade do gasto público e mensuração da eficiência". Boueri R., Rocha F., Rodopoulos F. (Organizadores). Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional.
- Brueckner, J. K. (1982). "A test for allocative efficiency in the local public sector". *Journal of public Economics*, 19(3), 311-331.
- Brunet, J. F. G., Borges, C., Bertê, A., Busatto, L., Brunet, L. (2006). "Estados comparados por funções do orçamento. Uma avaliação da eficiência e efetividade dos gastos públicos estaduais". I Prêmio IPEA-Caixa, Menção Honrosa.
- Calvo, M. C. M. (2005). "Análise da eficiência produtiva de hospitais públicos e privados no Sistema Único de Saúde (SUS). In: S. F. Piola, E. A. Jorge (Orgs.), *Economia da Saúde: 1º Prêmio Nacional – Coletânea Premiada*. Brasília: IPEA: DFID.
- Carvalho, L. D. B., & Sousa, M. C. S. (2014). "Eficiência das escolas públicas urbanas das regiões nordeste e sudeste do Brasil: uma abordagem em três estágios". *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 44(4), 649-684.
- Charnes, A., Cooper, W., Rhodes, E. (1978). "Measuring the Efficiency of Decision Making Units". *European Journal of Operational Research*, 2: 429-444.
- Chilingerian, J. A. (1994). "Exploring why some physicians hospital practices are more efficient: taking DEA inside the hospital". In: Charnes, A. et al. (Eds.). *Data envelopment analysis*. London: Kluwer Academic Publishers.

- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., & Battese, G. E. (2005). "An introduction to efficiency and productivity analysis". Springer Science & Business Media.
- Deprins, D., Simar, L., Tulkens, H. (1984). "Measuring labor inefficiency in post offices". In: Marchand, M., Pestieau, P., Tulkens, H. (eds.), *The Performance of Public Enterprises: Concepts and Measurements*, p. 243–267. North-Holland, Amsterdam.
- Evans, D., Tandon, A., Murria, C. J. L., Lauer, J. A. (2000). "The comparative efficiency of national health systems in producing health: An analysis of 191 countries", GPE Discussion Paper Series, n. 29. Geneva: World Health Organization.
- Farrell, M. J. (1957). "The Measurement of Productive Efficiency". *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), Part III*, v.120, n. 3, p. 253-278.
- Fried, H. O., Lovell, C. K., & Schmidt, S. S. (2008). "Efficiency and productivity". "The measurement of productive efficiency and productivity growth", 1-106.
- Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S., Yaisawarng, S. (2002). "Incorporating the Operating Environment into a Nonparametric Measure of Technical Efficiency". *Journal of Productivity Analysis*, 12(3): 249–267.
- Gupta, S., Verhoeven, M. (2001). "The efficiency of government expenditures experiences from Africa". *Journal of Policy Modeling*, 23:433–467.
- Herrera, S., & Pang, G. (2005). "Efficiency of Public Spending in Developing Countries: An Efficiency Frontier Approach". Santiago.
- Huang, C. J., & Liu, J. T. (1994). "Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function". *Journal of productivity analysis*, 5(2), 171-180.
- Jayasuriya, R., Wodon, Q. (2003). "Measuring and Explaining Country Efficiency in Improving Health and Education Indicators", *World Bank Working Paper Series*, 9: pp. 5-16.
- Kumbhakar, S. C., Ghosh, S., & McGuckin, J. T. (1991). "A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy farms". *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(3), 279-286.
- La Forgia, G. M., Couttolenc, B. F. (2008). "Hospital performance in Brazil: the search for excellence". Washington: The World Bank.
- Lindsay, C. (1976). "A Theory of Government Enterprise". *Journal of Political Economy*, v. 84, p. 1061-1077.
- Mattos, E., Rocha, F., Novaes, L., Arvate, P., Orellano, V. (2009). "Economias de Escala na Oferta de Serviços Públicos de Saúde: Um Estudo para os Municípios Paulistas". *Revista EconomiA*, v. 10, n. 2, p. 357-386.

Marinho, A. (2003). "Avaliação da eficiência técnica nos serviços de saúde dos municípios do Estado do Rio de Janeiro". *Revista Brasileira de Economia*, 57:515–534.

_____ (2002). "Hospitais universitários: indicadores de utilização e análise de eficiência técnica". *Economia Aplicada*, v. 6, n. 3.

Marinho A., Cardoso, S. S., Almeida, V. V. (2009). "Brasil e OCDE: avaliação da eficiência em sistemas de saúde, Textos para Discussão, n. 1370. Rio de Janeiro: Ipea.

_____ (2011). "Brasil, América Latina e Caribe: avaliação de eficiência em sistemas de saúde, Textos para Discussão, n. 1646. Rio de Janeiro: Ipea.

Marinho, A., Façanha, L. O. (2000). "Hospitais universitários: avaliação comparativa de eficiência técnica". *Economia Aplicada*, v. 4, n. 2, p. 315-34.

Medici, A. (2011). "Propostas para melhorar a cobertura, a eficiência e a qualidade no setor saúde". In: Bacha E.L., Schwartzman S., (Organizadores). "Brasil: a nova agenda social". Rio de Janeiro: Instituto de Estudos de Política Econômica–Casa das Garças, 23-93.

Meeusen, W., Van de Broeck, J. (1977). "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error". *International Economic Review*, 18:435–444.

Mendes, C. C., Sousa, M. C. S. (2006a). "Demand for locally provided services within the median voter's framework: the case of Brazilian municipalities". *Applied Economics*, v. 38, n. 3, p. 239-251.

Mendes, M., Miranda, R. B., & Cosio, F. B. (2008). "Transferências intergovernamentais no Brasil: diagnóstico e proposta de reforma". Senado Federal, Consultoria Legislativa

Miranda, R. B. (2006). "Uma avaliação da eficiência dos municípios brasileiros na provisão de serviços públicos usando data envelopment analysis". *Boletim de Desenvolvimento Fiscal*. Brasília: Ipea.

Mobley, J. L., Magnussen, J. (1998). "An International Comparison of Hospital Efficiency: Does Institutional Environment Matter?". *Applied Economics*, v. 30, 1089-1100.

Oates, W. E. (1972). "Fiscal Federalism". Hartcourt, New York.

_____ (1988). "On the Measurement of Congestion in the Provision of Local Public Goods". *Journal of Urban Economics*, 24(1), 85-94.

Oliveira, P. P. ; Rocha, F. F. ; Duarte, J. ; Pereira, L. F. V. N., Gadelha, S. R. B. (2012). "Mais recursos ou mais eficiência: uma análise da oferta e da demanda por serviços de saúde no Brasil". In: 40º Encontro Nacional de Economia, Porto de Galinhas. Anais do Encontro Anpec.

Parkin, D., Hollingsworth, B. (1997). "Measuring production efficiency of acute hospitals. Scotland, 1991-1994. Validity issues in data envelopment analysis". *Applied Economics*, v. 29, p. 1425-1433.

Person, T. & Tabellini, G. (2000). "Political Economics". The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Piola, S. F., Barreto de Paiva, A., Batista de Sá, E., & Servo, L. M. S. (2013). "Financiamento público da saúde: uma história à procura de rumo". Texto para Discussão nº 1846, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Pitt, M., Lee, L. (1981). "The measurement and sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry". *Journal of Development Economics*, 9:43–64.

Proite, A., Sousa, M. C. S. (2004). "Eficiência Técnica, Economias de Escala, Estrutura da Propriedade e Tipo de Gestão no Sistema Hospitalar Brasileiro". *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*. João Pessoa: ANPEC.

Rocha, F. F.; Duarte, J.; Oliveira, P. P. ; Gadelha, S. R. B.; Semedo, J. A. S.; Oliveira, P. P.; Pereira, L. F. V. N. (2015). "Eficiência na provisão de educação e saúde: resenha e aplicações para os municípios brasileiros". In: Boueri, R., Rocha, F., & Rodopoulos, F. (2015). *Avaliação da qualidade do gasto público e mensuração da eficiência*. Boueri R., Rocha F., Rodopoulos, F. (Organizadores). Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional.

Rocha, F., Orellano, V. F., & Nishijima, M. (2016). "Health spending autonomy and infant mortality rates: A matter of local administrative capacity?". *The Journal of Developing Areas*, 50(2), 293-309.

Samuelson, Paul A. (1954). "The Pure Theory of Public Expenditure". *Review of Economics and Statistics*, 36 (4): 387–389.

Silveira, J. S. T. (2004). "Por que usar a Econometria de Fronteira Estocástica para medir a eficiência dos serviços de saúde e para que servem os índices?" In: S. F. Piola e E. A. Jorge (Orgs.), *Economia da Saúde: 1º Prêmio Nacional – Coletânea Premiada*. Brasília: IPEA: DFID.

Silveira, J. S. T., Pereira, M. F., Lanzer, E. A. (1997). "Avaliando Eficiência Hospitalar através da Estimção de uma Função de Custo de Fronteira Estocástica a um Painel de Dados". *Anais do XXIX Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional (SBPO)*, 181-187.

Sousa, M. C. S., Cribari-Neto, F., Stosic, B. D. (2005). "Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: The case of public services in Brazilian municipalities". *Brazilian Review of Econometrics*, 25:289–315.

Sousa, M. C. S., & Stošić, B. (2005). "Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers". *Journal of Productivity analysis*, 24(2), 157-181.

Sousa, M. C. S., Piola, M. G. dos S. (2010). "Mensurando a Eficiência dos Gastos com Saúde nas Municipalidades". In: Sousa, M. C. S. et al. (Orgs.), *Economia Pública Brasileira*, Cap. 11, p. 275-298. Editora ESAF. Brasília.

Sousa, M. C. S., Araújo, P. L. C. P., & Tannuri-Pianto, M. E. (2012). "Residual and technical tax efficiency scores for Brazilian municipalities: a two-stage approach". *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 42(1), 43-74.

Souza, I. V., Nishijima, M., & Rocha, F. (2010). "Eficiência do setor hospitalar nos municípios paulistas". *Economia aplicada*, 14(1), 51-66.

Tone, K., & Tsutsui, M. (2009). "Tuning Regression Results for Use in Multi-Stage Data Adjustment Approach of DEA". Special Issue. *Operations Research for Performance Evaluation. Journal of the Operations Research Society of Japan*, 52(2), 76-85.

Anexo estatístico A - Estatísticas descritivas das variáveis ambientais e das variáveis explicativas da média condicional da ineficiência

#	Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Mínimo não zero	Máximo	Desvio-padrão	Coef. var.(%)
<i>Variáveis ambientais</i>								
1	Diversidade do serviço público de saúde	57,83	43,00	1,00	1,00	471,00	55,93	97%
2	População (milhares)	34,40	10,93	0,81	0,81	11.253,50	206,65	601%
3	Proporção de analfabetos(%)	20,33	16,28	1,10	1,10	57,18	12,73	63%
4	Esperança de vida	68,47	69,11	57,46	57,46	77,24	3,95	6%
5	Grau de urbanização(%)	64,04	64,89	4,18	4,18	100,00	21,95	34%
6	Área (centenas Km2)	15,03	4,15	0,04	0,04	1.595,34	55,91	372%
7	PIB (R\$ mil)	672,59	93,91	7,24	7,24	443.600,10	7.149,52	1063%
8	Renda(R\$)	497,72	472,29	96,25	96,25	2.043,74	243,49	49%
9	Desigualdade de renda	0,49	0,49	0,28	0,28	0,80	0,07	13%
10	Grau de pobreza(%)	43,58	41,69	1,97	1,97	91,57	22,32	51%
11	Proporção de idosos(%)	8,42	8,40	1,46	1,46	20,42	2,43	29%
12	Proporção de jovens(%)	31,35	30,70	16,59	16,59	72,18	5,60	18%
13	Prop. óbitos cap20 CID-10(%)	16,61	13,33	0,00	0,76	100,00	14,32	86%
14	Prop. proced. fed. e estaduais(%)	2,55	0,00	0,00	0,00	100,00	10,19	399%
15	Prop. pop. plano saúde(%)	7,67	3,16	0,00	0,00	90,01	10,83	141%
16	Dummy consórcio saúde	0,42	0,00	0,00	1,00	1,00	0,49	117%
17	Dummy prefeito coligação PT	0,54	1,00	0,00	1,00	1,00	0,50	93%
18	Dummy capital estadual	0,01	0,00	0,00	1,00	1,00	0,07	1411%
19	Dummy litoral	0,05	0,00	0,00	1,00	1,00	0,22	439%
<i>Variáveis explicativas da ineficiência</i>								
1	Prop. desp. total saúde(%)	22,10	21,85	0,02	0,02	54,39	4,99	23%
2	Prop. desp. saúde transf. SUS(%)	36,67	35,02	3,48	3,48	130,95	15,77	43%

#	Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Mínimo não zero	Máximo	Desvio-padrão	Coef. var.(%)
3	Prop. desp. saúde investimento(%)	5,01	3,48	0,00	0,01	53,31	5,06	101%
4	Prop. desp. saúde pessoal(%)	49,79	50,75	2,30	2,30	92,31	14,31	29%
5	Prop. desp. saúde aten. Básica(%)	60,92	66,92	0,00	0,01	100,00	33,61	55%
6	<i>Dummy</i> PSF	0,95	1,00	0,00	1,00	1,00	0,22	23%
7	Quant. equipes PSF	5,76	3,00	0,00	1,00	1.106,00	20,44	355%
8	Quant. médicos públicos	26,14	4,00	0,00	1,00	14.758,00	295,04	1129%
9	Quant. leitos públicos	36,42	4,00	0,00	1,00	15.354,00	324,67	891%
10	Prop. proced. Privados(%)	7,56	0,00	0,00	0,01	100,00	13,55	179%
11	<i>Dummy</i> atend. hospitalar	0,61	1,00	0,00	1,00	1,00	0,49	80%
12	<i>Dummy</i> fundo saúde	0,93	1,00	0,00	1,00	1,00	0,25	27%
13	<i>Dummy</i> plano saúde	0,78	1,00	0,00	1,00	1,00	0,42	54%

Fonte: Elaborada pelos autores a com dados do IBGE, do PNUD, da STN e do Ministério da Saúde.

Anexo estatístico B - Estimativas completas dos modelos de fronteiras estocásticas das insuficiências (*slacks*) de produtos, fronteira DEA VRS com Diversidade

Variáveis explicativas e estatísticas das regressões	<i>Slack</i> IDSUS		<i>Slack</i> quantidade proced.		<i>Slack</i> diversidade proced.	
	Parâmetro estimado	Erro padrão	Parâmetro estimado	Erro padrão	Parâmetro estimado	Erro padrão
<i>Fronteira</i>						
Intercepto	-14,990***	1,205	-8,149**	3,703	-23,067***	2,755
População	2,161***	0,243	2,919***	0,762	3,418***	0,529
População ao quadrado	-0,094***	0,012	-0,103**	0,040	-0,144***	0,027
Prop. analfabetos	0,139***	0,028			0,049	0,060
Grau de urbanização	0,041	0,029			0,064	0,049
PIB	-0,021	0,025				
Renda (<i>per capita</i> média)			0,191*	0,107	-0,037	0,099
Prop. idosos			-0,194**	0,092		
Prop. jovens	0,391***	0,100			0,009	0,185
Prop. óbitos cap20 CID-10	-0,002	0,007			-0,018*	0,011
Prop. proced. fed. e estaduais	-0,021***	0,004	-0,008	0,011	-0,015*	0,008
Prop. pop. plano saúde	-0,002	0,009	0,079***	0,021	0,060***	0,016
<i>Dummy</i> consórcio saúde	-0,060***	0,019	0,035	0,045	0,007	0,034
<i>Dummy</i> Acre			0,064	0,231	0,501***	0,158
<i>Dummy</i> Alagoas			0,285**	0,132	0,364***	0,116
<i>Dummy</i> Amapá			0,400**	0,193	0,794***	0,162
<i>Dummy</i> Amazonas			0,717***	0,207	1,043***	0,148
<i>Dummy</i> Bahia			0,278**	0,126	0,326***	0,101
<i>Dummy</i> Ceará			0,315**	0,150	0,416***	0,117
<i>Dummy</i> Espírito Santo			0,219*	0,122	0,356***	0,105
<i>Dummy</i> Goiás			0,659***	0,131	0,735***	0,102
<i>Dummy</i> Maranhão			0,473***	0,175	0,478***	0,136
<i>Dummy</i> Mato Grosso			0,786***	0,126	0,923***	0,093
<i>Dummy</i> Mato Grosso do Sul			0,716***	0,120	0,682***	0,087
<i>Dummy</i> Minas Gerais			0,078	0,096	0,195**	0,085
<i>Dummy</i> Pará			0,869***	0,152	0,976***	0,112
<i>Dummy</i> Paraíba			0,375***	0,133	0,497***	0,114
<i>Dummy</i> Paraná			-0,390***	0,132	-0,183*	0,105
<i>Dummy</i> Pernambuco			0,097	0,195	0,436***	0,144
<i>Dummy</i> Piauí			-0,052	0,172	0,180	0,142
<i>Dummy</i> Rio de Janeiro			1,094***	0,158	0,892***	0,119
<i>Dummy</i> Rio Grande do Norte			0,318**	0,135	0,372***	0,105
<i>Dummy</i> Rio Grande do Sul			-0,106	0,126	0,029	0,114
<i>Dummy</i> Rondônia			0,620***	0,130	0,990***	0,101
<i>Dummy</i> Roraima			0,698***	0,246	0,705***	0,180
<i>Dummy</i> Santa Catarina			-0,285**	0,133	-0,022	0,114
<i>Dummy</i> Sergipe			0,233*	0,130	0,278**	0,116
<i>Dummy</i> Tocantis			0,246	0,188	0,135	0,168
<i>Média da ineficiência</i>						
Intercepto	2,245***	0,205	-4,637***	0,876	5,500***	0,362
Prop. desp. total saúde	0,005	0,021			0,127***	0,042
Prop. desp. saúde transf. SUS	-0,069**	0,033				
Prop. desp. saúde invest.	-0,001	0,007			-0,006	0,012
Prop. desp. saúde pessoal	0,004	0,026			-0,095**	0,046
Prop. desp. saúde aten. básica	-0,014***	0,002			-0,009**	0,004

Variáveis explicativas e estatísticas das regressões	<i>Slack</i> IDSUS		<i>Slack</i> quantidade proced.		<i>Slack</i> diversidade proced.	
	Parâmetro estimado	Erro padrão	Parâmetro estimado	Erro padrão	Parâmetro estimado	Erro padrão
<i>Dummy</i> existe PSF	0,337***	0,097	-0,197	0,158	0,386**	0,172
Quant. equipes PSF	-0,132***	0,024			-0,199***	0,044
Quant. estab. saúde públicos	0,015	0,018			0,042	0,034
Quant. médicos públicos	-0,023**	0,010			-0,026*	0,016
Quant. equip. públicos	-0,059***	0,012			-0,013	0,020
Quant. leitos públicos	0,030***	0,005			0,020***	0,008
Prop. proced. privados	-0,012***	0,002	0,028***	0,014	0,003	0,004
<i>Dummy</i> atend. hospitalar	-0,142***	0,022	0,153***	0,087	0,288***	0,037
<i>Dummy</i> fundo saúde	0,007	0,041	0,077	0,152	0,048	0,067
<i>Dummy</i> plano saúde	-0,031	0,020			0,009	0,032
Sigma u_i (σ_u)	0,144***	0,008	0,224***	0,040	0,544***	0,037
Sigma v_i (σ_v)	0,615***	0,034	1,326***	0,082	0,893***	0,062
Gama ($\gamma = \sigma_u / \sigma_v$)	0,234***	0,029	0,169***	0,064	0,61***	0,031
Quant. observações	5.199		5.199		5.199	
Quant. parâm. estimados	29		40		53	
Log-verossimilhança	-4.984		-8.886		-7.609	
Teste Wald signif. global	609***		2997***		1751***	
Quant. iterações converg.	18		11		14	

Fonte: Elaborada pelos autores.

Anexo estatístico C - Estimativas completas dos modelos de fronteiras estocásticas das insuficiências (*slacks*) de produtos, fronteira DEA VRS

Variáveis explicativas e estatísticas das regressões	<i>Slack</i> IDSUS		<i>Slack</i> quant. proced.	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão robusto	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão robusto
<i>Fronteira</i>				
Intercepto	-5,795***	1,630	-6,752	4,680
Diversidade serv. públ. saúde	-0,130***	0,018	0,288***	0,050
População	1,326***	0,195	2,036***	0,706
População ao quadrado	-0,050***	0,010	-0,052	0,036
Prop. analfabetos	0,035	0,028	0,057	0,063
Esperança de vida	-0,362	0,248	-0,395	0,522
Grau de urbanização	0,037*	0,022	0,028	0,046
Área	0,022***	0,008	0,006	0,016
PIB	-0,033	0,020	0,001	0,041
Renda (<i>per capita</i> média)	-0,065	0,045	0,073	0,117
Desigualdade de renda (Gini)	0,024	0,074	-0,150	0,180
Grau de pobreza				
Prop. idosos	-0,006	0,038	0,000	0,082
Prop. jovens	-0,176	0,113	-0,516**	0,242
Prop. óbitos cap10 CID-10	-0,005	0,005	-0,016	0,011
Prop. proced. fed. e estaduais	-0,001	0,002	0,004	0,006
Prop. pop. plano saúde	0,022***	0,007	0,017	0,015
<i>Dummy</i> consórcio saúde	-0,014	0,014	-0,028	0,028
<i>Dummy</i> pref. colig. PT	-0,009	0,011	-0,007	0,025
<i>Dummy</i> capital estadual	-0,311	0,254	-1,321	0,832
<i>Dummy</i> Acre	0,361***	0,059	0,182	0,169
<i>Dummy</i> Alagoas	0,311***	0,049	0,484***	0,134
<i>Dummy</i> Amapá	0,574***	0,072	0,687***	0,215
<i>Dummy</i> Amazonas	0,475***	0,062	0,916***	0,165
<i>Dummy</i> Bahia	0,249***	0,042	0,231**	0,116
<i>Dummy</i> Ceará	0,279***	0,045	0,271**	0,132
<i>Dummy</i> Espírito Santo	0,155***	0,043	0,141	0,091
<i>Dummy</i> Goiás	0,540***	0,035	0,440***	0,092
<i>Dummy</i> Maranhão	0,391***	0,049	0,639***	0,144
<i>Dummy</i> Mato Grosso	0,570***	0,043	0,606***	0,105
<i>Dummy</i> Mato Grosso do Sul	0,399***	0,035	0,209**	0,098
<i>Dummy</i> Minas Gerais	0,153***	0,031	0,052	0,074
<i>Dummy</i> Pará	0,548***	0,046	1,025***	0,133
<i>Dummy</i> Paraíba	0,421***	0,046	0,162	0,131
<i>Dummy</i> Paraná	-0,068*	0,035	-0,198**	0,081
<i>Dummy</i> Pernambuco	0,328***	0,045	0,221*	0,129
<i>Dummy</i> Piauí	0,229***	0,064	-0,150	0,165
<i>Dummy</i> Rio de Janeiro	0,452***	0,045	0,603***	0,120
<i>Dummy</i> Rio Grande do Norte	0,286***	0,043	0,300**	0,121
<i>Dummy</i> Rio Grande do Sul	0,005	0,037	-0,333***	0,079
<i>Dummy</i> Rondônia	0,624***	0,043	0,847***	0,123
<i>Dummy</i> Roraima	0,390***	0,092	0,748**	0,342
<i>Dummy</i> Santa Catarina	0,068*	0,039	-0,242***	0,092
<i>Dummy</i> Sergipe	0,350***	0,049	0,475***	0,136
<i>Dummy</i> Tocantins	0,164**	0,077	0,146	0,177

Variáveis explicativas e estatísticas das regressões	<i>Slack</i> IDSUS		<i>Slack</i> quant. proced.	
	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão robusto	Parâmetro estimado e signif. estat.	Erro-padrão robusto
<i>Média da ineficiência</i>				
Intercepto	1,917***	0,152	4,578***	0,321
Prop. desp. total saúde	0,007	0,016	0,109**	0,043
Prop. desp. saúde transf. SUS	-0,069***	0,022	0,050	0,049
Prop. desp. saúde investimento	-0,010***	0,004	-0,023***	0,009
Prop. desp. saúde pessoal	-0,049***	0,015	-0,078**	0,032
Prop. desp. saúde aten. básica	-0,003	0,002	-0,002	0,004
<i>Dummy</i> existe PSF	0,280***	0,067		
Quant. equipes PSF	-0,142***	0,015	-0,068***	0,019
Quant. estab. saúde públicos	-0,033**	0,014	0,047	0,031
Quant. médicos públicos	-0,017**	0,007	-0,015	0,013
Quant. equipamentos públicos	-0,020***	0,007	-0,004	0,015
Quant. leitos públicos	0,011***	0,003	0,022***	0,007
Prop. proced. privados	0,002	0,002	-0,009**	0,004
<i>Dummy</i> atend. hospitalar	0,071***	0,020	-0,200***	0,059
<i>Dummy</i> fundo saúde	-0,002	0,029	-0,007	0,060
<i>Dummy</i> plano saúde	-0,007	0,014	0,020	0,028
Sigma u_i (σ_u)	0,067***	0,004	0,364***	0,033
Sigma v_i (σ_v)	0,393***	0,026	0,807***	0,065
Gama ($\gamma = \sigma_u / \sigma_v$)	0,172***	0,021	0,450***	0,033
Quant. observações	5.199			5.199
Quant. parâmetros estimados	62			62
Log-verossimilhança	-2.596			-6.742
Teste Wald signif. Global	2.749***			3.822***
Quant. iterações convergência	17			13

Fonte: Elaborada pelos autores.

V. Conclusões

No capítulo introdutório, mostramos que, ao longo do processo de implantação do Sistema Único de Saúde – SUS, os municípios foram assumindo o papel central na gestão dos serviços de saúde prestados à população, desde a atenção básica até serviços de média e alta complexidade. Grosso modo, todos os municípios se encarregam da atenção básica, enquanto atendimentos de maior complexidade ficam a cargo de municípios de maior porte e de estabelecimentos de saúde mantidos pelos estados. O Governo Federal é a principal fonte de recursos do SUS, mas, por meio das transferências intergovernamentais, focou sua atuação na determinação de diretrizes, na regulação, coordenação, monitoramento e avaliação das ações e serviços de saúde que, em sua maioria, são executados por municípios. Em 2010, 46% do total de despesas com saúde do setor público nacional foi executada pelos municípios.

A divisão da responsabilidade pela prestação de serviços de saúde também se reflete na distribuição dos estabelecimentos públicos de saúde. Os municípios administravam 96% dos estabelecimentos de saúde públicos brasileiros em funcionamento em dezembro de 2010. Os estabelecimentos municipais eram dominantes dentre aqueles que prestavam atendimento ambulatorial e hospitalar de média complexidade. Os estados e o Distrito Federal predominavam somente no atendimento hospitalar de alta complexidade.

A magnitude das obrigações e dos recursos fiscais sob a responsabilidade das administrações municipais implica que o funcionamento do sistema brasileiro depende crucialmente da atuação desses entes federativos. Utilizando amostras de dados relativos ao ano de 2010, os três principais capítulos da tese tratam dos serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros. O principal interesse é mensurar a direção e relevância da associação entre escala de provisão, medida pelo tamanho da população residente, e a diversidade, o congestionamento e a eficiência técnica dos municípios na provisão de serviços de saúde.

O segundo capítulo analisa a diversidade dos serviços públicos de saúde. Tem o objetivo testar a primeira metade do argumento de Oates (1988): municípios mais populosos tendem a ofertar uma cesta de serviços mais diversa, composta por elementos mais custosos, cuja oferta não seria justificada no caso de prefeituras de menor porte. Isso porque, quanto mais populoso o município, maior a probabilidade de satisfazer a condição de eficiência alocativa de Samuelson (1954), que exige que a soma dos

benefícios marginais de todos os beneficiários (benefício marginal social) do novo serviço seja pelo menos igual ao seu custo marginal social.

A diversidade é mensurada por sete indicadores distintos concebidos de forma a expressar dimensões relevantes da provisão de serviços de saúde, como tipos de procedimentos médicos, estabelecimentos, equipamentos, leitos e especialidades dos profissionais médicos. A principal limitação do estudo é a ausência de um modelo teórico que fundamente a escolha de variáveis explicativas da diversidade. Além do tamanho da população, são consideradas variáveis que caracterizam do eleitor mediano, o perfil da demanda por saúde (incidência de condições de saúde e enfermidades que motivam internações hospitalares e causam óbitos) e a oferta privada por serviços de saúde.

O estudo corrobora Oates (1988) e a hipótese de decisões tomadas tendo em vista a eficiência alocativa. São encontradas evidências robustas de uma associação positiva entre tamanho da população e diversidade dos serviços públicos de saúde disponíveis nos municípios brasileiros. Além disso, quanto maior a proporção da população coberta por planos de saúde e mais diversificados os serviços prestados na rede privada, maior a diversidade dos serviços públicos de saúde. Isso indica haver certa complementaridade entre a oferta pública e privada de saúde nos municípios brasileiros. A renda do eleitor mediano, que inclui transferências intergovernamentais, também favorece a diversificação, sugerindo que fontes mais robustas de financiamento (base tributária municipal e receitas de outras esferas de governo) permitem ao município oferecer serviços mais custosos. Consórcios têm impacto positivo de magnitude muito modesta.

No sentido contrário, está a proporção de pessoas não brancas, o que indica que o fator racial influencia a diversidade dos serviços públicos de saúde. As estimativas também indicam que é fraca a conexão entre diversidade e o perfil da demanda por serviços públicos de saúde, mensurada pela representatividade das diferentes causas de internações hospitalares e óbitos.

Por fim, as estimativas fornecem evidência de interações espaciais entre municípios influenciam a diversidade da provisão de serviços públicos de saúde. Os coeficientes estimados de autocorrelação espacial dos erros são sempre estatisticamente significantes e positivos. Isso pode significar que municípios vizinhos são afetados na mesma direção por choques exógenos comuns, como alterações de diretrizes regionais

de políticas públicas de saúde de Estados e do Governo Federal ou de custos de insumos médicos.

O terceiro capítulo tem o objetivo de testar o impacto do "efeito zoo" sobre as estimativas de congestionamento na saúde pública: em face de uma população maior, as despesas públicas se expandem não somente para compensar eventuais custos de congestionamento que afetam o consumo individual de bens públicos locais, mas também porque municípios mais populosos tendem a ofertar uma cesta de serviços mais diversa, composta por elementos mais custosos, incapazes de serem financiados por governos locais de menor porte.

O estudo inova ao relacionar, do ponto de vista empírico, a determinação do nível da demanda e da diversidade dos serviços prestados. A demanda é medida pela despesa municipal per capita com saúde e a diversidade é mensurada pelos mesmos indicadores construídos no segundo capítulo.

O estudo corrobora parcialmente a hipótese de Oates (1988). As estimativas dos diferentes modelos de regressão linear indicam que a inclusão da diversidade como variável explicativa afeta de maneira significativa as estimativas do efeito da população sobre a despesa. A influência da diversidade sobre a população acaba por repercutir nas estimativas do parâmetro de congestionamento, que são sensivelmente reduzidas quando contemplados indicadores de diversidade. A princípio, esse resultado poderia ser interpretado de maneira generalizada e imprudente como indício de que o grau de publicidade (*publicness*) dos serviços públicos locais é maior do que o estimado por estudos que ignoram a diversidade dos serviços prestados. Contudo, uma análise atenta do resultado obtido revela que o impacto da variação do efeito da população sobre o parâmetro de congestionamento tende a ser relevante somente quando a estimativa da elasticidade-preço da demanda pelo serviço é próxima a -1 . Como esse não é o caso da maioria da literatura devotada ao tema, a consideração da diversidade e, conseqüentemente, do "efeito zoo", não parece ser suficiente para questionar a evidência empírica predominante de que entes subnacionais ofertam serviços marcados por elevado nível de rivalidade no consumo e, portanto, muito semelhante a bens tipicamente privados.

De toda forma, contrariando essa linhagem de resultados, mas reforçando a pesquisa de Mendes e Sousa (2006c), as estimativas de parâmetro de congestionamento deste estudo indicam que a provisão de serviços de saúde nos municípios brasileiros é caracterizada por um nível considerável de ganhos de escala.

O quarto capítulo da tese avalia a eficiência na provisão de serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros. A análise se baseia em uma metodologia em 3 (três) estágios, que combina Análise Envoltória de Dados – DEA e Fronteiras Estocásticas – SFA. Considera a despesa total com saúde como insumo e o Indicador de Desempenho do Sistema Único de Saúde – IDSUS, a quantidade e a diversidade de procedimentos médicos como produtos.

Verifica-se que, de maneira geral, a eficiência na produção de serviços públicos de saúde está diretamente relacionada à escala de operação do sistema de saúde, medida pelo tamanho da população do município. Ao contrário de outros estudos que avaliam provisão governamental de saúde no Brasil, os índices relativos de eficiência técnica que fundamentam a análise são estimados de maneira a mitigar o impacto de variáveis ambientais e choques aleatórios sobre os níveis de produtos e, por isso, tendem a refletir variações de práticas administrativas entre municípios. Assim, o resultado indica que, quanto maior o tamanho do município, maior a propensão a adotar modelos de gestão que melhoram o desempenho na provisão de serviços públicos de saúde. Se, por um lado, municípios de maior escala não necessariamente apresentam maiores notas de IDSUS, por outro, conseguem gerar maior quantidade e diversidade de procedimentos médicos, para um dado nível de despesa pública. Nesse sentido, a descentralização do SUS, apesar de promover a melhoria do IDSUS, não contribui para aumentar a eficiência técnica do sistema público de saúde.

O resultado pode ser uma indicação de que, na oferta de serviços de saúde, municípios menores não conseguem contornar custos fixos que elevam seu custo médio de operação. Municípios mais populosos parecem ser favorecidos pelo baixo grau de congestionamento da provisão de serviços de saúde (conforme verificado no terceiro capítulo) e por ganhos de escala significativos na produção de quantidade e diversidade de procedimentos médicos. A associação positiva entre escala e eficiência só não é mais forte porque municípios de menor porte têm desempenho superior em termos de grau de acesso (potencial e obtido) e efetividade da rede pública de saúde, conforme medido pelo IDSUS.

Em relação ao impacto de variáveis exógenas à função de produção¹⁴¹, foi constatado que um dos principais fatores de expansão da eficiência é o nível educacional da população. O grau de dependência de transferências intergovernamentais

¹⁴¹ Variáveis ambientais e variáveis explicativas da média condicional da ineficiência.

também contribui para aumentar a eficiência, o que indica que as diretrizes traçadas pelas esferas superiores de governo melhoram o sistema público de saúde. A proporção de idosos e proporção de gastos com pessoal ativo estão relacionados a maiores quantidade e diversidade de procedimentos médicos e, dessa forma, contribuem para aumentar a eficiência dos municípios.

Em sentido contrário, a proporção da população coberta por planos de saúde apresenta uma associação negativa, mas de pequena magnitude, com a eficiência, o que sugere que a abrangência de serviços privados de saúde não tem impacto relevante sobre a eficiência do sistema público. Foi verificado também que a proporção de gastos em atenção básica à saúde e a simples existência do Programa Saúde da Família – PSF, iniciativas prioritárias do SUS, não estão associados a um nível maior de eficiência na produção de serviços públicos de saúde. Entretanto, a quantidade de equipes do PSF presentes no município contribui para reduzir a insuficiência de IDSUS e, portanto, aumentar a eficiência.

De maneira geral, o capital físico e a mão de obra especializada da rede pública de saúde têm impacto estatisticamente significativo sobre a ineficiência somente por meio do IDSUS. As quantidades de médicos e equipamentos do SUS reduzem a ineficiência. Entretanto, a quantidade de leitos aumenta ineficiência, tanto por meio do IDSUS quanto por meio da quantidade de procedimentos médicos. Isso indica que a aquisição e a manutenção de leitos geram despesas que não são compensadas por melhorias significativas dos serviços públicos de saúde. Os gastos com médicos e equipamentos parecem ser mais produtivos.

A existência de atendimento hospitalar tem relação contraditória com a ineficiência. Tem um efeito positivo por meio do IDSUS e negativo no caso da quantidade e diversidade de procedimentos médicos. O efeito negativo pode ser explicado pelo fato das internações hospitalares representarem uma pequena fração do total de procedimentos médicos realizados. Em 2010, dos 3,3 bilhões de procedimentos registrados pelo SUS, somente 11,7 milhões foram internações hospitalares.

O quarto capítulo também investiga o "efeito zoo" [Oates (1988)]. Como municípios mais populosos tendem a oferecer serviços mais diversificados, complexos e caros, índices de eficiência menores para municípios de maior porte podem refletir não um efeito de escala propriamente dito, mas o efeito de custos médios mais elevados associados ao escopo da provisão. Por considerarem homogêneas as ofertas dos diferentes municípios, os estudos anteriores poderiam estar subestimando o efeito da

escala. De fato, foi constatado que a inclusão da diversidade como um produto da função de produção de serviços públicos de saúde aumenta especialmente a eficiência média dos municípios mais populosos, fortalecendo a relação positiva entre o tamanho da população e a eficiência.

Esse resultado também indica que análises tradicionais de eficiência potencializam o *trade off* entre eficiência alocativa no sentido de Samuelson e eficiência técnica. Um contingente maior de beneficiários justifica a incorporação de procedimentos médicos mais complexos e caros, cuja oferta amplia os gastos públicos com saúde. Esses novos procedimentos, contudo, são mais especializados e, por isso, atendem à demanda de uma parcela relativamente pequena da população. Logo, não necessariamente se traduzem em níveis significativamente maiores de produtos de saúde pública, como IDSUS e quantidade de procedimentos médicos, por exemplo. Assim, se a medida de eficiência relativa não reconhece que os municípios oferecem cestas de serviço variadas, municípios mais populosos acabam por apresentar desempenho inferior aos demais. Ignorar a diversidade reforça esse *trade off* e pode ser a causa da associação inversa entre tamanho da população e eficiência da saúde pública municipal estimada pela maior parte da literatura nacional.

Portanto, os resultados das análises empíricas desenvolvidas nesta tese sugerem que a escala do município está diretamente associada à disponibilização de uma cesta mais diversa de serviços públicos de saúde. Essa relação é forte o suficiente para causar viés significativo nas estimativas de congestionamento no consumo e de eficiência técnica na produção de serviços públicos de saúde. Mesmo considerando o efeito da diversidade, as estimativas indicam que o consumo de serviços públicos de saúde é caracterizado por reduzido o grau de congestionamento, de maneira que não pode ser identificado como fator determinante de diferenças de gasto público entre municípios de pequeno e médio porte. Ademais, os resultados mostram que a escala do município está diretamente associada à eficiência técnica na produção de serviços de saúde, ainda que de maneira não muito acentuada. Há ganhos de escala significativos principalmente na produção procedimentos médicos, mas não para a melhoria IDSUS.

Tomados em conjunto, esses resultados indicam que municípios de menor porte, apesar de ofertarem uma cesta de serviços de saúde menos diversa, composta por itens menos custosos, não conseguem explorar economias de escala que os permitiriam produzir uma maior quantidade de procedimentos médicos a partir de um dado nível de despesa. Contudo, isso não os impede de obter bons resultados em termos de grau

relativo de acesso (obtido e potencial) e efetividade da rede pública de saúde, conforme medido pelo indicador desenvolvido pelo próprio Ministério da Saúde. Assim, a princípio, pode-se afirmar que a descentralização do sistema público de saúde, promovida desde a instituição do SUS, não contribui para incrementar a eficiência técnica da produção de serviços de saúde.

Contudo, é importante ressaltar que uma avaliação mais detalhista do processo de descentralização depende do peso que se atribui às diferentes dimensões da provisão pública de saúde. Se o IDSUS é o único produto relevante, a descentralização pode ser considerada bem sucedida. Entretanto, se a quantidade e a diversidade de serviços prestados também são valorizadas, o aumento da escala de provisão e, portanto, um grau maior de centralização, é de fato preferível.