

# **Análise dos custos de produção e da eficiência na prestação de serviços de saneamento básico no Brasil usando econometria espacial**

Cristiano Ponzoni Ghinis<sup>1</sup>  
Adelar Fochezatto<sup>2</sup>

## **Resumo**

Os avanços do marco regulatório do saneamento básico no Brasil têm imposto às empresas do setor cada vez mais exigências quanto à eficiência operacional dos serviços. Alternativamente aos tradicionais estudos de eficiência relativa, este trabalho tem por objetivo relacionar os principais custos de produção com indicadores de eficiência na prestação de serviços de saneamento, usando econometria espacial. Especificamente, a ideia é verificar se os locais em que os custos são maiores (menores) têm menores (maiores) probabilidades de serem eficientes. A principal justificativa para usar esta metodologia é melhorar a comparabilidade entre as unidades prestadoras, considerando características que ultrapassam as fronteiras municipais. Primeiro foram identificados os clusters de municípios com maiores e menores custos, utilizando a AEDE, e posteriormente foram estimados modelos Probit com e sem dependência espacial. Conclui-se que o uso desta metodologia para analisar a eficiência relativa das prestadoras de serviços de saneamento é promissor, pois tende a gerar resultados mais realistas que os encontrados na literatura sobre o tema.

**Palavras-chave:** saneamento; distribuição de água; AEDE; Probit; Probit espacial

**JEL:** D12; Q21; Q01

## **Abstract**

Advances in the regulatory framework of basic sanitation in Brazil have imposed on companies in the sector increasing demands on the operational efficiency of services. As an alternative to traditional relative efficiency studies, this paper aims to relate the main production costs with efficiency indicators in the provision of sanitation services, using spatial econometrics. Specifically, the idea is to verify if the locations where the costs are larger (smaller) have smaller (greater) probabilities of being efficient. The main justification for using this methodology is to improve the comparability between the provider units, considering characteristics that cross municipal boundaries. First, the clusters of municipalities with higher and lower costs were identified, using the AEDE, and later Probit models were estimated with and without spatial dependence. It is concluded that the use of this methodology to analyze the relative efficiency of sanitation service providers is promising, since it tends to generate more realistic results than those found in the literature on the subject.

**Keywords:** sanitation; water distribution; AEDE; Probit; Space Probit

**JEL:** D12; Q21; Q01

---

<sup>1</sup>Mestre em Economia do Desenvolvimento. Economista do DMAE / PMPA. E-mail: cristianop.ghinis@dmae.prefpoa.com.br

<sup>2</sup>Doutor em Economia. Professor Titular da PUCRS. Pesquisador do CNPq. E-mail: adelar@pucrs.br

## 1. Introdução

Sob o enfoque da teoria microeconômica, os serviços públicos de infraestrutura, dentre eles os de saneamento básico, são atividades econômicas caracterizadas pela presença de falhas de mercado. Tais falhas ocorrem quando os resultados obtidos sob um mercado competitivo, pela livre interação entre os agentes econômicos, não podem ser alcançados (PINDYCK e RUBINFELD, 1999).

Os serviços de saneamento básico em geral apresentam funções de custo que apontam para a existência de monopólios naturais em alguma etapa da cadeia produtiva. Uma atividade é caracterizada como monopólio natural quando a produção concentrada de um determinado bem ou serviço por uma única empresa tende a minimizar o seu custo. Neste caso, a atuação de mais de uma empresa no mercado torna-se pouco atrativa, uma vez que os custos médios são superiores aos do monopólio devido à perda de economias de escala. Torna-se mais eficiente uma única empresa suprir a demanda de um determinado mercado, inclusive sob a ótica do consumidor, desde que os preços dele cobrados reflitam tais ganhos (ARAÚJO e OLIVEIRA, 2005; ALBUQUERQUE e MAIA, 2008).

Entretanto, nada garante que os ganhos de escala sejam transferidos aos usuários. Como os investimentos iniciais para o processo de produção são elevados, existem barreiras à entrada de novas prestadoras de serviços de saneamento e o monopolista detém poder de mercado na determinação do preço, podendo fixá-lo em um nível acima do custo marginal. Isto é, um preço acima daquele que seria alcançado em uma situação de concorrência perfeita (VARIAN, 1990).

O saneamento básico pode apresentar também outra falha de mercado, a assimetria de informação, uma vez que as empresas em geral têm um estoque de informações relevantes sobre as condições da prestação dos serviços, maior do que os consumidores. Isto pode fazer com que elas repassem aos usuários inclusive os custos provenientes das ineficiências no processo produtivo (BARROS, *et al*, 2008). De fato, diante dessas características monopolísticas que podem ser observadas no setor, Coelli et al (1998) conclui que neste tipo de mercado há uma lacuna com relação aos incentivos à eficiência na produção, podendo resultar em custos superiores àqueles geralmente alcançados em mercados competitivos.

Nesse contexto, no Brasil, em 05 de janeiro de 2007, foi criada a Lei de Saneamento Básico Federal (LSB) n° 11.445 (regulamentada pelo Decreto n° 7.217, de 21 de junho de 2010), que intensificou a regulação do setor estabelecendo as diretrizes nacionais para o saneamento básico. Nesta Lei, no que se refere aos aspectos econômicos e sociais da prestação dos serviços do setor, fica estabelecido que a definição das tarifas, dentre outras diretrizes, deve observar a recuperação dos custos incorridos em regime de eficiência.

Destarte, fica estabelecido que apenas os custos eficientes podem ser repassados aos usuários. A Lei acaba impondo uma regulação com os denominados mecanismos de *Price Cap*, nos quais se determina um teto para as tarifas cobradas, forçando as empresas a buscarem maiores ganhos de eficiência (MADEIRA, 2010). Como indicador de mensuração da eficiência, ainda, a referida lei estabelece no seu Artigo 51 que: § 2° poderão ser estabelecidos mecanismos tarifários de indução à eficiência, inclusive fatores de produtividade, assim como de antecipação de metas de expansão e qualidade dos serviços; e que § 3° os fatores de produtividade poderão ser definidos com base em indicadores de outras empresas do setor.

Entretanto, dada a heterogeneidade das condições ambientais e socioeconômicas do Brasil, tão importante quanto buscar o *benchmarking* para a mensuração da eficiência, com base em outras empresas do setor, é definir critérios adequados de comparabilidade das mesmas. Por exemplo, comparar os níveis de custos, para uma dada produção, entre uma grande capital e uma localidade de menor densidade demográfica pode significar, na prática,

inviabilizar economicamente esta última, e não por esta ser necessariamente ineficiente, mas porque a extensão média de rede de água por unidade consumidora tende a ser maior, gerando custos mais elevados de manutenção, quando comparada à primeira, mesmo as duas podendo ser eficientes. Ou, ainda, dada a diversidade topográfica do país, em determinados municípios a necessidade de bombeamento para o abastecimento de água pode ser maior do que em outras localidades mais planas, dentre outros fatores.

Este trabalho tem por objetivo relacionar os principais custos de produção com indicadores de eficiência na prestação de serviços de saneamento. A ideia é verificar se os locais em que estes custos são maiores (menores) têm menores (maiores) probabilidades de serem eficientes. Especificamente, os custos referem-se à média de extensão de rede por ligação e consumo de energia elétrica. Os indicadores de eficiência são a quantidade e a duração das paralisações na prestação do serviço de distribuição de água, a quantidade de economias ativas atingidas pelas paralisações e a quantidade de amostras para turbidez fora do padrão.

Como os custos são relacionados a características regionais, que ultrapassam as fronteiras municipais, primeiro serão identificados os clusters de municípios com maiores e menores custos, utilizando a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Identificados os clusters, os municípios que fazem parte dos mesmos são identificados com variáveis binárias (1 se estão em cluster e 0 se não estão) para, posteriormente, estimar as probabilidades destes municípios serem ou não eficientes, utilizando um modelo Probit.

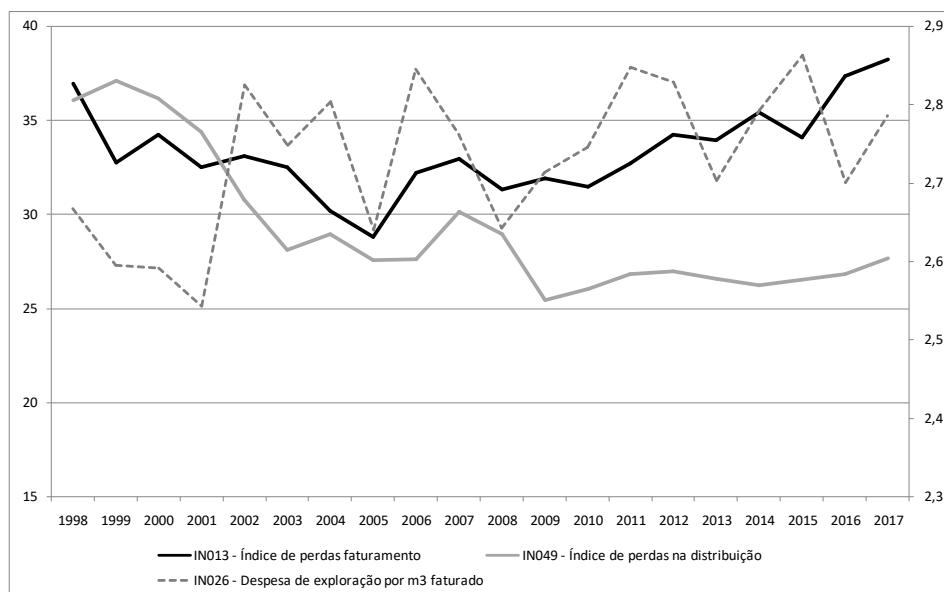
Além desta breve introdução, na segunda seção é realizada uma análise de indicadores do comportamento dos custos de produção do setor de saneamento básico no Brasil. Na terceira seção é apresentada a metodologia AEDE e Probit. Na quarta seção são analisados os resultados encontrados. E, por fim, na última seção são apresentadas as considerações finais.

## **2. Custos de produção no setor de distribuição de água no Brasil**

Conforme Silveira (et al, 2009), os dados do SNIS evidenciam que a situação financeira de diversas empresas de saneamento básico no País piorou. De fato, pelo lado das despesas, como se observa no Gráfico 1, no período 1998-2017, as prestadoras têm apresentado dificuldades de ganhos de eficiência e redução dos custos.

Os índices de perdas na distribuição têm registrado relativa melhora de desempenho, principalmente entre os anos 1998-2008. Porém, permaneceram estáveis a partir de então, com um suave crescimento até 2017. No que tange às perdas de faturamento, a tendência do indicador é mais preocupante, pois se manteve estável ao longo de todo o período, crescendo significativamente nos últimos anos.

Deste modo, observa-se que, em média, as despesas de exploração dos serviços de saneamento básico por metro cúbico faturado, apesar de leves flutuações, também permaneceram praticamente constantes ao longo do tempo, com pequeno crescimento, em termos reais. Tal indicador se refere aos custos operacionais, contemplando os custos de pessoal próprio, energia elétrica, produtos químicos utilizados no tratamento, serviços de terceiros, despesas fiscais e tributárias, dentre outras. Em grande medida, ele é composto por custos variáveis, que tendem a variar de acordo com alterações nos níveis de produção. Estes têm apresentado certa estabilidade real ao longo das últimas décadas. Mesmo com os avanços legais, as empresas do setor têm apresentado sérias dificuldades de ganhos de eficiência operacional.



**Gráfico 1 - Índice de perdas na distribuição, de faturamento e despesa média de exploração, 1998-2017 (a preços constantes de 2016 - IPCA)**

Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

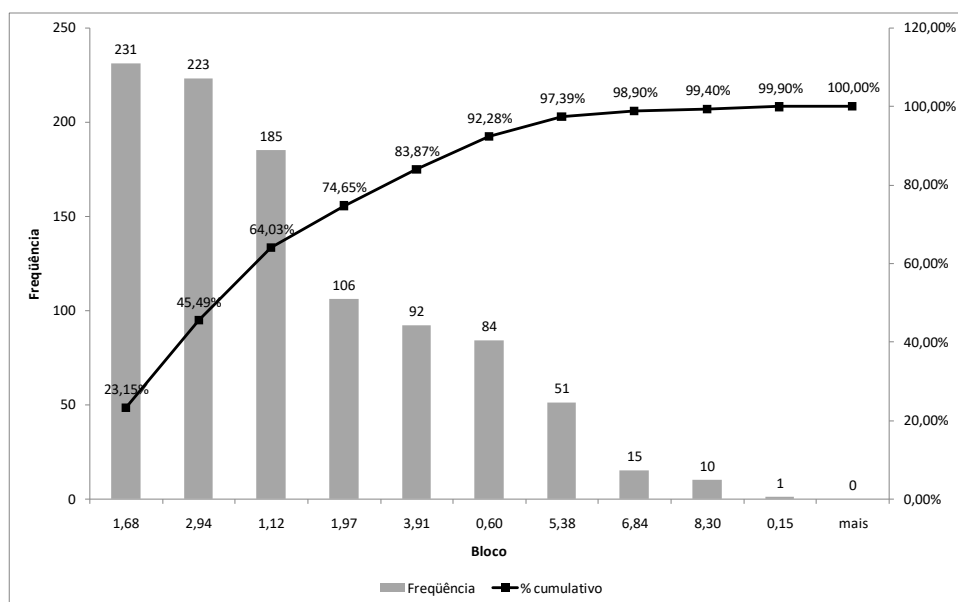
Cabe destacar que, dentre as despesas de exploração que têm imposto maior dificuldade ao gerenciamento dos processos e atividades do setor, destacam-se os custos com energia elétrica. Estes, tanto em termos absolutos quanto relativos às demais despesas, têm sido os que mais cresceram no setor no país no período em análise, segundo indicadores do SNIS. Em 1998, o peso deste insumo no total de despesas de exploração era de 9,6%, atingindo o percentual de 16,8% em 2006. Tal participação chegou a cair a partir de então, mas, nos anos de 2016 e 2017, atingiu aproximadamente 15% da totalidade das despesas de exploração. Em termos relativos, comparando o último ano em relação ao primeiro, estes custos tiveram um ganho de peso na estrutura de custos da ordem de 52,1% (SNIS, 2017).

Quanto à variabilidade dos custos médios, as maiores concentrações de prestadoras tiveram, em média, despesas de exploração por metro cúbico faturado na ordem de 1,68 R\$/m<sup>3</sup> a 2,94 R\$/m<sup>3</sup> em 2017 (Gráfico 2). Mais especificamente, este intervalo chegou a atingir 45,5% do total de empresas. Somente nestas duas primeiras faixas de maior concentração, envolvendo 454 empresas, há uma variabilidade que chega a atingir 75% entre os custos unitários maiores e menores das categorias.

Estudos como Silveira (et al, 2009), Carmo (2003), Barros (et al, 2008), Ohira e Sazufca (2009) aplicam modelos de mensuração do benchmarking métrico da eficiência relativa destes custos operacionais do setor de saneamento básico no Brasil, através de estimativas de modelos paramétricos e não paramétricos. Porém, estes modelos pressupõem homogeneidade de características nos processos produtivos entre as unidades prestadoras do serviço.

Contudo, dada a heterogeneidade de situações enfrentadas pelas prestadoras, como diferenças topográficas, climáticas, densidade populacional, extensão das ligações de rede entre outras, torna-se difícil analisar a eficiência relativa das prestadoras. Para contemplar estas particularidades, este trabalho busca homogeneizar a análise entre as diferentes especificidades das cidades brasileiras a partir da AEDE, que permite identificar as similaridades entre atributos de municípios vizinhos, testando a hipótese de interdependência entre características de determinadas localidades. Assim, isolando os fatores geográficos e socioeconômicos que podem influenciar nos custos médios, é possível avaliar com maior

clareza qual o nível de eficiência relativa das empresas, comparativamente as demais organizações do setor, sem gerar viés de heterogeneidade.



**Gráfico 2 - Histograma das despesas de exploração por m<sup>3</sup> faturado de água das prestadoras brasileiras, 2017.**

Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS)

Em linhas gerais, para a definição de quais características observáveis considerar para o enquadramento por escala e tecnologia de produção das prestadoras, calcula-se a correlação entre as despesas médias de exploração e algumas variáveis básicas como os serviços de saneamento ofertados, o índice de consumo de energia elétrica nos sistemas de abastecimento de água<sup>3</sup>, a densidade de ligações ativas por extensão de rede de água e esgoto, dentre outras variáveis. Assim, estimou-se que as despesas médias de exploração, confirmando a tendência do aumento do peso estrutural dos custos deste insumo, estiveram mais fortemente e diretamente correlacionadas com a necessidade de consumo de energia, com coeficiente calculado em 0,77, seguido da extensão média de rede por ligação de água, estimado em 0,66<sup>4</sup>.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais

A análise do enquadramento por categorias de porte e tecnologia pode ser feita com certo grau de arbitrariedade e aleatoriedade, ao se definir, com estatísticas descritivas, classes de empresas, por exemplo, conforme o número de unidades consumidoras acima ou abaixo da média nacional. Pode-se também utilizar métodos de mensuração que testam a significância estatística na identificação de similaridades regionais, podendo-se verificar, com maior

<sup>3</sup> Tal índice é calculado a partir da relação entre o consumo total de energia elétrica nos sistemas de abastecimento de água e o volume de água disponibilizado nos sistemas (volumes produzido e importado), sendo um indicador da necessidade de consumo de energia em função das estações de bombeamento e tratamento de água (cuja unidade é quilowatts hora por metro cúbico – KWh/m<sup>3</sup>).

<sup>4</sup> Foram testadas também outras variáveis como, por exemplo, a proporção do volume de água produzida cujo destino é a Estação de Tratamento de Água (ETA). Porém, as demais variáveis tiveram coeficientes estimados baixos.

consistência, as categorias de prestadoras nas diversas regiões do Brasil e se existem tendências de aglomerações espaciais de acordo com determinadas características. Um *cluster* é, por conseguinte, uma aglomeração espacial de atividades econômicas correlatas, sendo estatisticamente agrupadas em categorias de similaridades. Em síntese, ele pode ser definido como um aglomerado de municípios vizinhos cujos atributos são próximos.

Para tanto, são utilizadas técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), as quais consistem no uso de estatísticas destinadas a descrever o comportamento espacial de uma variável, a fim de se verificar a existência de padrões de associação linear espacial. Entre as metodologias utilizadas para a identificação destes padrões, destaca-se a utilização da estatística I de Moran, proposta originalmente por Moran (1948). Ela utiliza a matriz de ponderação espacial e o operador de defasagem espacial com o objetivo de testar formalmente a associação linear entre as unidades observadas (municípios). O índice de Moran “I” é calculado pela fórmula:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - u) \cdot (x_j - u)}{S \sum_i (x_i - u)^2}$$

onde:  $n$  = número de empresas da amostra com determinado atributo;  $S$  = escalar constante dado pela soma dos elementos da matriz de pesos;  $w_{ij}$  é a matriz de pesos;  $x_i$  e  $x_j$  = valor das variáveis usadas para verificar a dependência espacial e a identificação dos clusters (extensão de rede por ligação e consumo de energia elétrica), com média igual a  $u$ . Em função dos objetivos do estudo, de agrupar municípios com características similares, optou-se por usar uma matriz de contiguidade do tipo Queen.

Quando a estatística I de Moran é próxima da unidade, isto significa que existe uma autocorrelação espacial positiva, ou seja, valores altos (baixos) tendem a estar localizados na vizinhança de valores altos (baixos). Se for próximo de  $-1$ , o inverso ocorre: valores altos estarão cercados de valores baixos, e vice-versa. Quando ele é zero, não há autocorrelação espacial (FUJITA, M.; KRUGMAN, P. e VENABLES, 1999). Desta estatística são provenientes os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), os quais devem apresentar, basicamente, duas propriedades. A primeira é que fiquem explícitas as áreas (municípios) que se correlacionam economicamente com seus vizinhos e, a segunda, que o somatório dos indicadores LISA (I de Moran Local) seja igual ao I de Moran global. O I de Moran Local ( $I_i$ ) pode ser calculado pela seguinte formulação:

$$I_i = \frac{x_i \sum_j w_{ij} x_j}{\sum_i x_i^2}$$

### 3.2. Modelo econométrico

A partir desta identificação, busca-se analisar a relação entre os indicadores de eficiência operacional das prestadoras de serviços de saneamento e a probabilidade dos municípios com piores ou melhores desempenhos pertencerem a estes *clusters*, usando um modelo Probit. Neste, a especificação funcional é dada com uma variável dependente binária, e são estimados dois modelos, um sem e outro com dependência espacial.

O modelo de escolha binária é usualmente estimado pelo método de máxima verossimilhança, sendo cada observação tratada como uma realização simples de uma distribuição normal. No caso do Probit, a probabilidade de se observar  $y = 1$  é dada por uma função de distribuição cumulativa, isto é (GREENE, 1997):

$$\text{Prob}(Y = 1 | X) = \Phi(\beta'X)$$

onde: a função  $\Phi(\cdot)$  é a notação usual para a distribuição normal padrão cumulativa;  $X$  são as variáveis explicativas; e  $\beta$  é o vetor de parâmetros das variáveis explicativas consideradas. E, com base na equação acima, pode-se estimar, via máxima verossimilhança, os parâmetros do modelo e obter  $\Phi(\beta'X)$ . Como é não linear nos parâmetros, a interpretação dos valores dos coeficientes estimados não pode, em contraste ao modelo com variáveis dependentes contínuas, ser diretamente relacionada ao efeito marginal na probabilidade condicional (GUJARATI, 2006).

Para o modelo com dependência espacial, utiliza-se uma das especificações mais comumente utilizadas para modelagem de correlação espacial, qual seja, o Modelo Autorregressivo Espacial (Spatial Autorregressive Model), ou simplesmente modelo SAR. A ideia do SAR é utilizar a mesma lógica dos modelos AR (autorregressivos) em séries temporais, por meio da incorporação de um termo de *lag* entre os regressores da equação. O modelo SAR parte da seguinte expressão:

$$y = \rho W y + \varepsilon$$

onde:  $y$  é um vetor coluna, contendo  $n$  observações na amostra para a variável resposta (1 se o município está em cluster e 0 caso contrário);  $\rho$  é um coeficiente autorregressivo estimado, que possui como interpretação o efeito médio da variável dependente relativo à vizinhança espacial na região em questão;  $\varepsilon$  corresponde a um vetor coluna contendo os resíduos da regressão, que são independentes e identicamente distribuídos, tem distribuição normal, com média zero e variância constante; e  $W$  é a matriz de vizinhança, que neste caso é do tipo Queen. O modelo SAR pode ser estendido para incorporar variáveis exógenas no lado direito da equação (ANSELIN *et al.*, 1998).

Aqui, estima-se a seguinte equação com variáveis binárias, com dados do SNIS de 2017 para todos os municípios brasileiros (trata-se, portanto, de uma análise em *cross section*)<sup>5</sup>:

$$\Phi(\beta' I_{hh}) = \Phi(\beta_1 + \beta_2 QD002 + \beta_3 QD003 + \beta_4 QD004 + \beta_5 QD009 + \beta_6 IN001 + \ln \beta_7 IN008 + \beta_7 W\_CL)$$

onde:  $I_{hh}$  = assume valor 1 no caso dos *clusters high-high*; QD002 = quantidades de paralisações no sistema de distribuição de água; QD003 = duração das paralisações (paralisações acima de 6 horas); QD004 = quantidade de economias ativas atingidas por paralisações; QD009 = quantidade de amostras para turbidez fora do padrão; IN001 = índice de produtividade: empregados próprios por 1000 ligações de água; IN008 = Índice de produtividade: empregados totais por 1000 ligações de água;  $W\_CL$  = matriz de pesos de vizinhança para os *clusters high-high*<sup>6</sup>; e  $i$  = notação que indica a observação no município “ $i$ ”. Quando as variáveis “QD002”, “QD003”, “QD004” e “QD009” se encontram abaixo da mediana nacional, estas assumem valor 1. Quando as variáveis “IN001” e “IN008” se situam acima da mediana nacional, as mesmas assumem valor 1<sup>7</sup>.

<sup>5</sup> Os indicadores foram selecionados em função da disponibilidade dos dados no SNIS, sendo que, em outros casos, muitos municípios não tinham informação declarada.

<sup>6</sup> Tal matriz é incluída no modelo com dependência espacial.

<sup>7</sup> Assume-se como indicador do desempenho das variáveis a mediana em função da elevada variabilidade dos dados em corte seccional, pois a mesma não tende a ser afetada pelas extremidades das observações (*outliers*), como seria no caso da média.

Os efeitos marginais na probabilidade condicional da variável dependente provocado, por exemplo, pela variável “QD002”, são dados por:

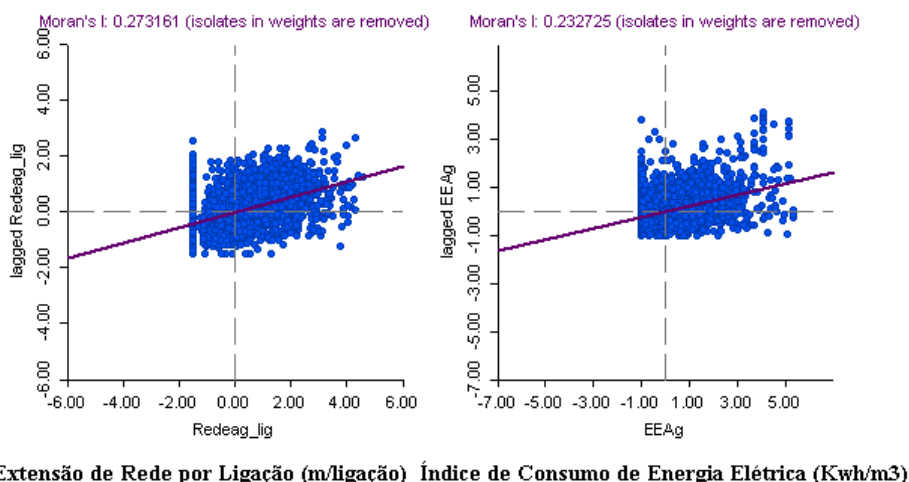
$$\Phi (x'\beta_2QD002=1) - \Phi (x'\beta_2QD002=0)$$

$$\Phi (\beta_1+(\beta_2QD002=1)+\beta_3QD003+\beta_4QD004+\beta_5QD009+\beta_6IN001+\beta_7IN008+\beta_7W\_CL) - \Phi (\beta_1+\beta_2(QD002=0)+\beta_3QD003+\beta_4QD004+\beta_5QD009+\beta_6IN001+\beta_7IN008+\beta_7W\_CL)$$

#### 4. Resultados

Os resultados estimados para o I de Moran são apresentados na Figura 1, que possui quatro quadrantes de autocorrelação espacial: em Q1 estão os municípios com autocorrelação *High-High*, indicando que prestadoras com altos valores para uma variável dependente, por exemplo, a extensão média de redes por ligação de água, são cercadas por prestadoras com igual característica; em Q2 estão os municípios com autocorrelação *Low-Low*, evidenciando que prestadoras com baixa média de extensão de redes possuem vizinhos, da mesma forma, com baixos valores para a variável. Já os quadrantes Q3 e Q4 indicam relações inversas entre os municípios e seus vizinhos.

O I de Moran foi estimado para as duas variáveis mais fortemente correlacionadas com os custos médios de produção do setor de saneamento básico no Brasil, a saber: a média de extensão de rede por ligação de água<sup>8</sup>, variável ligada à escala de produção, em função da densidade populacional e habitacional das cidades brasileiras; e o índice de consumo de energia elétrica nos sistemas de abastecimento, indicador ligado à tecnologia que busca medir as diferentes necessidades de bombeamento na captação, tratamento e distribuição de água, dadas as particularidades topográficas das diversas regiões do Brasil.



**Figura 1 - Diagramas de dispersão do I de Moran para indicadores selecionados de escala e tecnologia de produção, municípios do Brasil, 2017.**

Fonte: Resultados da pesquisa.

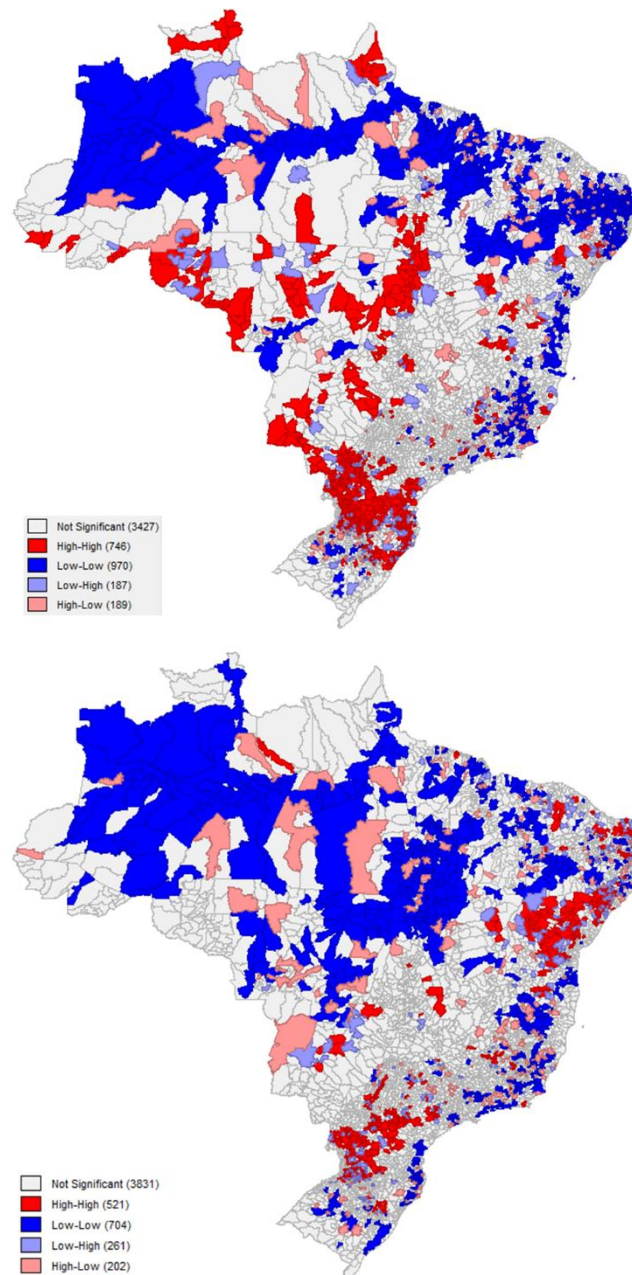
Fonte dos dados brutos: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

Já a Figura 2 detalha os municípios brasileiros, estatisticamente significativos ao nível de 10% de significância, identificados como *clusters* a partir da estatística LISA. Os

<sup>8</sup> O indicador se refere à extensão da rede de água em relação à quantidade total de ligações de água (com unidade de metros por ligação).



resultados para as duas variáveis indicam uma relativa homogeneidade de autocorreção espacial, com a maioria dos *clusters* identificados sendo dos tipos *High-High* e *Low-Low*.



**Figura 2 – Mapa de *clusters* para a média de extensão de rede por ligação e para o índice de consumo de energia elétrica nos sistemas de abastecimento, municípios do Brasil, 2017.**

Fonte: Resultados da pesquisa.

Fonte dos dados brutos: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

**Tabela 1 – Indicadores de custos médios (despesas de exploração por m<sup>3</sup> faturado) por tipologia de *clusters*, municípios do Brasil, 2017.**

<b>Indicadores</b>	<b>High-High (A)</b>	<b>Low-Low (B)</b>	<b>(A)/(B)</b>
Máximo	16,45	13,72	19,90%
Mínimo	0,19	0,16	18,75%
Desvio Médio	1,70	1,54	10,96%
Desvio Padrão	2,27	2,17	4,90%
<b>Média</b>	<b>4,30</b>	<b>3,63</b>	<b>18,46%</b>

Fonte: Resultados da pesquisa.

Fonte dos dados brutos: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

A Tabela 1 mostra alguns indicadores básicos para estas tipologias de *Clusters*. Nota-se, principalmente, a substancial diferença que existe entre os custos dos grupos de municípios, sendo que, em média, os *clusters high-high* registraram despesas médias de exploração (R\$/m<sup>3</sup> faturado) 18,5% mais altas do que as observadas na faixa de *clusters low-low*. Ao se computar tal diferença como sendo, integralmente, em decorrência das divergências dos níveis de eficiência entre as duas classes de categorias, isto pode significar, na prática, que o primeiro grupo seja fadado à inviabilidade econômica, dadas estas particularidades de maior extensão da rede de água por ligação e maior necessidade de consumo de energia elétrica, as quais podem influenciar para as elevadas despesas de exploração. Contudo, esta distância induz, num primeiro momento, à interpretação da existência de diferenças significativas entre os níveis de eficiência das prestadoras pertencentes às diversas regiões. Porém, quanto desta lacuna se deve, de fato, às ineficiências no processo de produção?

A Tabela 2 mostra alguns indicadores alternativos do SNIS que podem ser utilizados para a análise da eficiência operacional das prestadoras, considerando a média das variáveis de acordo com os municípios identificados como *clusters High-High* e *Low-Low* para a extensão de rede por ligação de água e para o consumo de energia elétrica. Pode-se observar que, pela quantidade, duração e número de economias atingidas por paralisações, nos *clusters high-high*, estes indicam, em realidade, uma maior eficiência operacional, com números inferiores à média dos *clusters low-low* em -25,6%, -35,5% e -27,8%, respectivamente. A mesma tendência se verifica no caso da duração das interrupções sistemáticas e da quantidade de reclamações ou solicitações de serviços, sendo inferiores em -38,8% e -15,7%, na mesma ordem. Ademais, relativamente aos indicadores de produtividade, também se verifica melhores indicadores para os *clusters high-high*, com índices superiores em 24,4% e 16,4%, respectivamente. Portanto, embora estes últimos grupos de municípios tenham apresentado, substancialmente, maiores médias de custos operacionais, alguns indicadores levam, no mínimo, ao questionamento das efetivas diferenças de eficiência entre os mesmos e aqueles identificados como *clusters low-low*.

**Tabela 2 – Indicadores de eficiência do SNIS para os municípios pertencentes aos clusters High-High e Low-Low, 2017.**

Indicadores Eficiência SNIS	High-High (A)	Low-Low (B)	(A) / (B)
QD002 - Quantidades de paralisações no sistema de distribuição de água	8.072	10.845	-25,57%
QD003 - Duração das paralisações (soma das paralisações maiores que 6 horas no ano)	140.077	217.169	-35,50%
QD004 - Quantidade de economias ativas atingidas por paralisações	20.383.791	28.237.082	-27,81%
QD022 - Duração das interrupções sistemáticas	1.952.912	3.192.981	-38,84%
QD023 - Quantidade de reclamações ou solicitações de serviços	8.945.439	10.611.888	-15,70%
IN002 - Índice de produtividade: economias ativas por pessoal próprio	688	553	24,36%
IN102 - Índice de produtividade de pessoal total (equivalente)	444	381	16,44%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Fonte dos dados brutos: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

Para testar a significância estatística destes dados apresentados, aplica-se o modelo especificado na seção 2, de modo a verificar se, por pertencer aos *clusters high-high*, os municípios têm diferenças significativas nas variáveis de eficiência operacional. Os resultados são apresentados na Tabela 3. Nesta, mostra-se os resultados dos modelos sem e com dependência espacial.

No primeiro caso, observa-se que, em linhas gerais, de fato, melhores indicadores de eficiência operacional, ou seja, valores abaixo da mediana dos municípios brasileiros para as quantidades, duração e abrangência das paralisações, assim como valores acima da mediana da produtividade média das empresas, podem estar associados ao aumento da probabilidade dos municípios pertencerem aos *clusters high-high*, ao nível de 1% de significância. Nesta especificação, apenas o parâmetro da variável QD009 não foi significativo<sup>9</sup>.

Com respeito aos efeitos marginais, observa-se que, para os municípios com indicadores de melhor eficiência operacional, a probabilidade de pertencer aos *clusters high-high* aumenta em 5,03%, 1,82% e 1,96%, para as quantidades, duração e abrangência das paralisações, respectivamente. No mesmo sentido, para aqueles com melhores indicadores de produtividade média, tal probabilidade aumenta em 1,76% e 1,88%.

No modelo SAR com dependência espacial, observa-se uma redução da magnitude dos coeficientes estimados. Isto porque são isolados os efeitos de vizinhança, reiterando o padrão homogêneo de associação espacial positiva na formação dos *clusters*. Entretanto, a maior parte dos coeficientes continua significativa, ao nível de 5% de significância. Adicionalmente, no que tange aos efeitos marginais, embora menores, quando os municípios registram indicadores inferiores à mediana nacional, a probabilidade de pertencer aos *clusters high-high* aumenta em 3,02%, 1,20%, 1,24%, para as quantidades, duração e abrangência das paralisações, respectivamente. Analogamente, quando se considera a produtividade média do total da força de trabalho, melhores indicadores estão relacionados a um aumento da probabilidade de ocorrência de um *cluster high-high* em 0,98%.

Em síntese, estes resultados podem levar a concluir que, dada a diversidade regional e as especificidades que interferem nos custos de produção do setor, a não classificação e seletividade de municípios comparáveis quanto a características de escala e tecnologia pode gerar um forte viés de heterogeneidade na análise relativa de eficiência operacional entre as empresas de saneamento básico no Brasil. Pode-se tratar necessidades de maior utilização de insumos em função de particularidades topográficas, ou mesmo devido a diferentes

<sup>9</sup> A estatística LM aponta também a significância conjunta das variáveis. E as estimações foram realizadas com a correção para heterocedasticidade.

características de densidade demográfica e habitacional nas regiões do País, simplesmente como ineficiências. Destarte, a AEDE se mostra como uma das alternativas de buscar padrões homogêneos de atributos dos municípios e, por conseguinte, aumentar a confiabilidade na análise do benchmarking métrico da análise de eficiência das prestadoras.

Tabela 3 – Resultados do modelo estimado: variável dependente = Ihh

Variáveis	Coeficientes	Efeitos Marginais	
		Probit	Probit Espacial
Constante	-1,69887 ***	-	-
QD002	0,30764 ***	0,05039 ***	0,03020 ***
QD003	0,11449 ***	0,01816 ***	0,01203 **
QD004	0,12478 ***	0,01964 ***	0,01238 **
QD009	0,06809	0,00434	0,00001
IN001	0,11617 ***	0,01766 ***	0,00437
IN008	0,11804 ***	0,01882 ***	0,00978 ***
W_CL	0,77197 ***		
R-quadrado	0,156097		0,54875
Razão verossimilhança:	Qui-quadrado = 98,1606	Valor P (0,0000)	
Dependência espacial (Prob.)	-		0,00000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Fonte dos dados brutos: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

Nota: Níveis de significância = \*\*\*P < 1%; \*\* P<5; \*P < 10%.

## 5. Considerações Finais

Os avanços regulatórios no setor de saneamento básico do Brasil têm intensificado a necessidade de busca, por parte das prestadoras, de ganhos de eficiência operacional. Como indicadores desta eficiência, as imposições legais se restringem à possibilidade de mensuração de fatores de produtividade, para a própria condução da política tarifária, indicando que os mesmos poderão ser definidos com base em indicadores de outras prestadoras do setor.

Contudo, dada a heterogeneidade das condições ambientais e socioeconômicas do Brasil, tão importante quanto buscar o *benchmarking* para a mensuração da eficiência, é definir a comparabilidade entre as empresas nas diferentes regiões do País. Isto porque, na análise de eficiência relativa, neste contexto, pode haver a dualidade entre as diferentes necessidades de utilização dos fatores de produção *versus* as ineficiências operacionais das empresas.

Este trabalho buscou analisar uma proposta alternativa para a identificação de similaridades entre as características referentes à escala e a tecnologia de produção do saneamento básico no País, a partir da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), utilizando como variáveis *proxy* a média de extensão da rede por ligação de água e o índice de consumo de energia elétrica nos sistemas de abastecimento, a partir dos dados do SNIS.

Como principais resultados, observou-se um alto grau de homogeneidade espacial destes atributos, com o I de Moran estimado em 0,27 e 0,23, para a densidade de ligações por extensão de rede e o consumo de energia por metro cúbico disponibilizado de água, respectivamente, indicando a autocorrelação espacial positiva. Assim, estimou-se a predominância de padrões de *clusters high-high* e *low-low* identificados a partir da estatística LISA. Nos primeiros, verificou-se que os municípios com maior índice de consumo de energia elétrica nos processos de captação, tratamento e distribuição de água, assim como aqueles com maior extensão de rede por de ligações de água registraram, comparativamente aos municípios com características opostas, custos médios substancialmente mais elevados.

Mais precisamente, para os *clusters high-high*, a média das despesas de exploração foi 18,5% maior em relação às tipologias *low-low*.

Deste modo, realizou-se uma análise complementar com indicadores qualitativos da eficiência operacional no SNIS, considerando a diferenciação entre estes grupos de municípios. Em média, foi possível observar que as variáveis indicam melhores resultados operacionais para os *clusters high-high*, segundo informações do SNIS. E, aplicando-se um modelo Probit sem e com dependência espacial, foi possível verificar, em ambos os casos, a significância estatística nesta relação. Mais precisamente, melhores indicadores de eficiência operacional podem estar relacionados ao aumento da probabilidade dos municípios pertencerem aos *clusters high-high*.

Estes, conforme visto anteriormente, registraram custos médios significativamente superiores, em comparação à tipologia *low-low*. Os indicadores mostram, por consequência, a importância da melhor seletividade para aumentar a confiabilidade na análise do benchmarking métrico de eficiência das prestadoras, sendo que, dentre outros métodos que podem ser desenvolvidos, a AEDE, juntamente com a econometria espacial, se mostra uma das alternativas possíveis.

### Referências bibliográficas

ALBUQUERQUE, A. P. M.; MAIA A. A.; O Reconhecimento da Água Bruta como Bem Econômico e a sua Cobrança como Instrumento para uma Efetiva Política Nacional de Recursos Hídricos. **Anais do XVII Congresso Nacional do CONPEDI**, Brasília, 2008.

ANSELIN, L.; BERA A. K.; FLORAX, R.; YOON, M. J. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science Urban Economy**, Amsterdam, v.26, p.77-104, 1996.

ANSELIN, L.; BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH, A.; GILES, D. E. (Ed.). *Handbook of applied economic statistics*. New York: Marcel Dekker, 1998. p.237-289.

ARAÚJO J. L. (ORG); OLIVERIA A. **Regulação de Monopólios e Mercados: Questões Básicas** in Diálogos da Energia: Reflexões sobre a Última Década; Pgs 68-114 Ed: Viveiros de Castro Editora Ltda, Rio de Janeiro, 2005.

BARROS, M. R. *et al.* **Custos operacionais eficientes para o setor de saneamento básico**. Agência Reguladora de Águas, Energia e Saneamento Básico do Distrito Federal - ADASA, Brasília, 2008.

CARMO, C. M. (2003). Avaliação da eficiência técnica das empresas de saneamento brasileiras utilizando a metodologia DEA. **Encontro Nacional de Economia, ANPEC**, 2003

COELLI, T. J., RAO, D. S., BATTESE, G. E. **An Introduction to Efficiency and Productivity analysis**. 3ª ed. London: Kluwer Academic Publishers, 1998.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A.J. **The Spatial Economy: Cities, regions and international trade**. Massachusetts: MIT press, 1999.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 3. ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 1997, 1075 p.

GUJARATI, Damodar. N. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 2006.

MADEIRA, 2010. O setor de saneamento básico no Brasil e as implicações do marco regulatório para a universalização do acesso. **Revista do BNDES**, n. 33, 123-154, junho/2010.

MARQUES, Rui Cunha. **A regulação dos serviços públicos**. Ed. Sílabo: Lisboa. 1.ed., 2005, 402p.

MORAN, P. A. P. (1948). *The interpretation of statistical maps*. Biometrika, 35, 255–260.

OHIRA, T.; SAZUFCA, P. Métodos de análise de eficiência de empresas para o setor de saneamento. **Encontro Nacional de Economia, ANPEC**, 2008.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD. D.L. **Microeconomia**. 4ª.ed. São Paulo: MAKRON Books do Brasil EditoraLtda,1999. 791p.

SAMUELSON, Paul. The Pure Theory of Public Expenditure. *The Review of Economics and Statistics*, XXXVI, p.387-389, nov. 1954.

SILVEIRA, J. S. T; MOREIRA, A. P.; PARRA, J. E. G.; BRUM, N. F. D. Análise econométrica das fronteiras estocásticas de eficiência de custos dos prestadores de serviços de água e esgotos no Brasil no período 1998-2002. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**. n. 9, v. 1, 61-75, 2009.

SNIS - **Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento**. Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgotos, 2010-2016. Disponível em <http://www.snis.gov.br>. Acesso em: 01/03/2019.

VARIAN, H.R. **Microeconomic analysis**. 2.ed. New York: W.W. Norton & Company, 1990. 559p.