

Determinantes do acesso ao saneamento básico: uma análise espacial para Minas Gerais em 2019

Letícia A. de Oliveira*, Cristiana Tristão Rodrigues*, Igor Santos Tupy*

*Universidade Federal de Viçosa, Av. P H Rolfs, s/n - Campus Universitário, Viçosa - MG, Brasil
(e-mails: leticia.oliveira@ufv.br; cristiana.rodrigues@ufv.br; igor.tupy@ufv.br)

Resumo — Saneamento básico é fundamental à qualidade de vida e ao desenvolvimento econômico, havendo uma considerável disparidade no acesso entre as mesorregiões mineiras. Diversos pesquisadores têm estudado a importância do espaço na análise do acesso ao saneamento básico, mas não os determinantes específicos que influenciam esse acesso. Portanto, este estudo analisa, através de um modelo SUR-espacial, os determinantes do acesso ao saneamento básico em 2019. Os resultados mostram que a gestão do saneamento, densidade populacional e renda influenciam positivamente o saneamento, mas a presença da COPASA como provedora do serviço tem um efeito negativo no acesso das pessoas ao saneamento básico.

Palavras chave: características socioeconômicas (ou determinantes), saneamento, análise espacial

Códigos JEL: H54; L95; O18.

Área Temática: Políticas Públicas: gênero, raça, inclusão.

Financiamento: O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

1. Introdução

O saneamento básico é crucial para a preservação da saúde pública, a conservação do meio ambiente e o estímulo ao desenvolvimento econômico. No entanto, enfrenta grandes desafios no Brasil, com desigualdades significativas na oferta, especialmente em áreas rurais e periféricas (Barat, 1998). Minas Gerais reflete as desigualdades observadas entre as diversas regiões do Brasil, apresentando mesorregiões com diferentes níveis de desenvolvimento econômico e social. Isso se reflete no acesso ao saneamento, o Triângulo Mineiro, por exemplo, possui bons indicadores, enquanto o Jequitinhonha e o Norte de Minas enfrentam grandes déficits no acesso aos serviços (Brasil, 2010).

Os estudos, em âmbito internacional, sobre a temática, têm investigado a interação entre fatores socioeconômicos, como renda, educação, pobreza e urbanização. Estes abordaram diversos aspectos relacionados ao acesso e qualidade dos serviços de água e saneamento, em contextos distintos ao redor do mundo. Gomes et al. (2019) investigaram os fatores socioeconômicos que influenciam o acesso a fontes de água melhoradas em zonas rurais de países em desenvolvimento, enquanto Luo et al. (2018) focaram na análise das características espaço-temporais do saneamento rural na China. Por sua vez, Mulenga, Bwalya e Chishimba (2017) examinaram as desigualdades no acesso à água e saneamento entre famílias rurais e urbanas na Zâmbia, e Munamati et al. (2016) analisaram os determinantes para o sucesso do saneamento na região subsaariana africana. Além disso, Koskei et al. (2013) investigaram os efeitos de fatores socioeconômicos no acesso a água e esgotamento sanitário em um município específico no Quênia.

Dada a diversidade das características econômicas e sociais do Brasil, o espaço torna-se importante ao analisar indicadores de saneamento básico. Portanto, alguns estudos realizaram uma análise espacial do saneamento básico, em âmbito estadual ou nacional, como Verson et al. (2015), Verson et al. (2017), Rodrigues (2019) e Oliveira et al. (2020). Nesse aspecto, verifica-se, ainda, uma escassez de estudos nacionais que abordem os determinantes socioeconômicos da distribuição espacial do acesso ao saneamento básico.

Portanto, esta pesquisa visa compreender o padrão de concentração e dispersão dos indicadores de acesso à água e ao esgotamento sanitário através de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Posteriormente, utilizando o modelo SUR Espacial, este estudo investigará os determinantes socioeconômicos do acesso a esses serviços em Minas Gerais para o ano de 2019.

Nesse contexto, este trabalho pressupõe que haja uma associação espacial entre os índices de atendimento de água e de esgoto e diversas características socioeconômicas. Essas características incluem níveis educacionais, investimentos em saneamento básico, PIB per capita, qualidade e gestão das políticas públicas de saneamento, além da taxa de urbanização. Ademais, supõe-se haver um padrão de concentração dos indicadores de saneamento básico em Minas Gerais, ou seja, que os índices de atendimento a esses serviços apresentem agrupamentos em cidades com características socioeconômicas semelhantes.

Como o estudo visa identificar os fatores sociais e econômicos que influenciam o saneamento, os formuladores de políticas públicas poderiam focar no aprimoramento dos determinantes que mais afetam o acesso ao serviço. Além disso, o entendimento da distribuição espacial dos indicadores de saneamento básico nos municípios mineiros pode subsidiar políticas destinadas a reduzir as disparidades regionais no acesso a esses serviços. Ademais, esta pesquisa pode servir como referência para estudos semelhantes que utilizem a mesma metodologia em outros estados da federação.

O artigo está estruturado em sete seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, apresenta-se a revisão da literatura, na seção 3, os Métodos e dados; na seção 4, são apresentados os resultados e discussão e, por último, na seção 5, a conclusão.

2. Revisão de Literatura

A literatura tem mostrado que múltiplos fatores socioeconômicos exercem influência significativa no acesso a água potável segura e instalações sanitárias de qualidade, especialmente em países subdesenvolvidos (Koskei et al., 2013; Adams et al., 2016; Abubakar, 2017). Fatores como renda, características familiares e dos domicílios, bem como aspectos regionais têm sido explorados em estudos tanto a nível internacional (Adams et al. 2016; Luo et al., 20018; Mulenga et al., 2017), quanto no contexto brasileiro, como (Barat, 1998; Mejia et al., 2003; Mendonça et al., 2003; Motta, 2004; Rezende et al., 2007; Saiani e Toneto Júnior, 2010; Leoneti et al., 2014; Rodrigues et al. 2019).

As limitações financeiras que acometem a população mais pobre, que enfrenta dificuldades para arcar com tarifas e custos de conexão, não devem ser negligenciadas (Resende et al., 2017). Em âmbito agregado, Municípios com menor renda per capita tendem a estar mais vulneráveis à fatores relacionados a falta de saneamento básico e, assim, necessitam de maiores investimentos. Segundo informações do Sistema Nacional de Informações em Saneamento (SNIS) (2007), o índice médio de atendimento urbano é ainda mais inadequado em relação ao atendimento à população de baixa renda (SIQUEIRA et. al., 2018). Este resultado corrobora os estudos de Abubakar (2017) e Gomes et al (2019), os quais concluíram que países mais pobres têm acesso à água de fontes precárias, enquanto os países mais ricos têm acesso à água encanada.

Além disso, destacam-se a influência das características ocupacionais e educacionais (Koskei et al., 2013), no mesmo sentido, deve-se considerar, também, que uma população com melhores níveis de escolaridade é mais capaz de compreender os efeitos do saneamento, tendo capacidade de tomar decisões mais apropriadas sobre o nível de investimento nesse serviço (Rodgers et al., 2017; Adams et al., 2016).

É importante considerar, ainda, as disparidades no acesso à água e saneamento entre contextos rurais e urbanos (Mulenga et al., 2017; Luo et al., 2018; Gomes et al., 2019). Países altamente urbanizados tendem a registrar maior sucesso no saneamento porque contam com economias de escala que reduzem os custos dos serviços de saneamento (Arimah, 2005). Geralmente, locais que apresentam grandes concentrações populacionais (aglomerações) tendem a gerar custos reduzidos, à medida que aumenta o tamanho da população a ser atendida. Tal ocorrência sugere que os investimentos realizados ao longo do tempo, no setor, foram motivados mais pela possibilidade de ganho econômico, do que pelo grande retorno social que tais serviços podem gerar.

Ademais, a localização geográfica de um município, estado ou mesorregião influencia o acesso ao saneamento básico. Na Bahia, o acesso a esse serviço é muito concentrado em municípios com grandes aglomerações urbanas e populações maiores, além de uma renda per capita mais alta (Verson et al., 2017). No Paraná, o acesso ao abastecimento de água é mais disperso, enquanto o acesso ao esgotamento sanitário é mais concentrado (Verson et al., 2015). De forma geral, há uma forte dependência espacial do saneamento básico nos municípios brasileiros (Oliveira et al., 2020).

Além disso, é importante considerar que motivações de natureza política contribuem para a concentração de acesso entre os mais ricos (Bachir; Marques, 2000, 2006; Marques; Bichir, 2001; Saiani et al., 2013a), sobretudo considerando a predominância pública na prestação do serviço no Brasil. Os países que têm níveis mais altos de desigualdade são, principalmente, caracterizados por problemas de ação coletiva que emanam de diferentes interesses de grupos e instituições de governança fracas, e isso resulta em serviços de saneamento precários e, portanto, falha no acesso ao serviço (RUDRA, 2011). O déficit de acesso aos serviços de saneamento básico no Brasil está intimamente relacionado ao perfil de renda dos consumidores, tendo em vista a capacidade de pagamento (tarifas), para obtenção desses serviços (SAIANI, 2006). Nesse sentido, inclusive, tem-se argumentado que pode haver uma seletividade hierárquica na provisão de água e esgoto no Brasil. A seletividade hierárquica acontece quando políticas públicas priorizam grupos com maior renda e nível educacional (Marques, 2000; Marques; Bichir, 2001; Bichir, 2009; Saiani et al., 2013; Saiani; Oliveira, 2018).

A seletividade das políticas pode não ter como motivação direta beneficiar grupos, mas esse benefício pode ser uma consequência. Por exemplo, infraestruturas urbanas, como os serviços de

saneamento, têm custos menores quanto maiores e mais concentrados os usuários – economias de escala e densidade. Assim, provedores públicos, buscando a viabilidade econômica, podem investir prioritariamente em áreas centrais ou mais povoadas, que também tendem a concentrar os mais ricos, o que garante maior arrecadação no caso de cobrança pelo acesso. Os imóveis nestas áreas se valorizam. Uma provável consequência é que os mais pobres serão incapazes de arcar com o aumento dos aluguéis ou, se forem proprietários, terão incentivos a vender ou alugar, deslocando-se às periferias – segregação residencial (Bichir, 2009; Saiani; Toneto Júnior; Dourado, 2013; Saiani; Oliveira, 2018).

O Plano Nacional de Saneamento (PLANASA), um modelo centralizado de financiamento de investimentos em saneamento implementado durante o regime militar, exemplifica essa dinâmica. As desigualdades no acesso aos serviços de saneamento foram ampliadas, pois os governantes e a burocracia direcionaram a maior parte dos investimentos para as regiões mais desenvolvidas do país, como Sul e Sudeste. Essa dinâmica nos investimentos pode ser corroborada pela pesquisa de Menezes et al. (2016), que constatou que a seletividade hierárquica das políticas e dos investimentos não ocorre na provisão privada dos serviços de saneamento básico no Brasil, mas sim na provisão pública do serviço. Os provedores privados não seriam influenciados pela motivação dos governantes de maximizar oportunidades eleitorais.

De modo geral, há uma relação entre a desigualdade de acesso aos serviços de saneamento ambiental e a renda dos domicílios. A desigualdade de acesso é influenciada por outras variáveis relacionadas à oferta dos serviços, em especial, pelos aspectos políticos. Saiane (2013), em seu estudo, testou a hipótese de Seletividade Hierárquica das Políticas (SHP) nos serviços de saneamento básico. Os resultados obtidos para os municípios brasileiros nos anos 1991 e 2000 sinalizaram a existência de uma SHP nos serviços de coleta de lixo e esgoto, e nos serviços de abastecimento de água.

Evidências favoráveis à hipótese de existência da seletividade hierárquica das políticas públicas, voltadas para o saneamento básico brasileiro, são apontadas em alguns trabalhos, com diferentes metodologias e delimitações geográficas e temporais, como: Marques (2000, 2006), Marques et al (2001), Bichir (2009) Saiani; et al (2013), Saiani e Oliveira (2018). Observou-se que a Seletividade Hierárquica das Políticas (SHP) é um fator preponderante para a concentração do acesso ao saneamento básico em regiões mais ricas e com população mais educada. Além disso, outro fator que contribui para essa concentração é característica do setor de saneamento, que funciona como um monopólio natural.

Em Minas Gerais, os serviços de saneamento são majoritariamente oferecidos por prestadores públicos. A indústria de saneamento, caracterizada como monopólio natural, se beneficia de economias de escala e escopo, reduzindo custos conforme a produção aumenta (Galvão Junior; et al, 2009). Em áreas urbanas densamente povoadas, os custos são menores, facilitando o acesso ao saneamento. Em contraste, áreas rurais enfrentam déficits significativos devido à menor densidade populacional e capacidade de pagamento, tornando os investimentos menos atrativos.

Portanto, a regulação é essencial para assegurar a qualidade e acessibilidade dos serviços de saneamento. A tendência à concentração de empresas prestadoras pode levar à concentração do acesso ao saneamento. Características como altos custos fixos e assimetria de informações contribuem para essa situação, destacando a importância da supervisão e transparência no setor (Júnior; Saiani, 2006). Estudos anteriores mostraram que os países com bom desempenho em termos de saneamento também pontuam altamente em indicadores de governança política, como eficácia do governo e estabilidade (FRY et al., 2008; JENKINS, 2010; ONDA et al., 2013). Por exemplo, um estudo de países por Jenkins (2010), usou a análise de regressão logística para mostrar fortes associações entre cobertura de saneamento e eficácia do governo e estabilidade política. Tais resultados surgem porque a qualidade da governança tem influência na mobilização de recursos, eficiência de gastos e gastos em infraestrutura de saneamento. Da mesma forma, países com boa governança de qualidade conseguem atrair e garantir ajuda e empréstimos, e usam efetivamente recursos para o desenvolvimento de infraestrutura (ARIMAH, 2005).

3. Métodos e Dados

3.1. Fontes de Dados

O Quadro 1 descreve as variáveis que serão empregadas tanto na Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) quanto na estimativa do modelo de regressão. No modelo de regressão espacial, todas as variáveis listadas no Quadro 1 serão utilizadas, enquanto na AEDE serão considerados apenas os índices de atendimento total de água e esgoto.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas na AEDE e na estimação do modelo de regressão espacial.

Variável	Descrição	Fonte	Sinal Esperado	Referências
IN055_Índice de atendimento total de água	Percentual da população total residente (IBGE) atendida com abastecimento de água	SNIS 2019	Variáveis dependentes	Luo et al. (2018)
IN056 - Índice de atendimento total de esgoto	Percentual da população total residente (IBGE) atendida com abastecimento de esgoto			
Pib per capita	Pib por habitante	IMRS 2019	Positivo	Siqueira et al., 2018 Abubakar, 2017; Gomes et al., 2019 Mulenga; et al. (2017)
Gasto per capita com habitação	Gastos per capita com habitação rural e urbana por município	IMRS 2019	Positivo	Mulenga et al. (2017)
Educação	Indicador de acesso das crianças ao ensino fundamental	IMRS 2019	Positivo	Rodgers et al. (2007); Adams et al. (2016)
Pobreza	Percentual de pessoas pertencentes às famílias beneficiárias do Bolsa Família ¹	IMRS 2019	Negativo	Rudra (2011); Saiani (2006)
Taxa de urbanização	Razão entre o número total de pessoas residentes na área urbana e a sua população residente total	IMRS 2019	Positivo	Arimah (2005)
Índice de Esforço de gestão das políticas de saneamento básico	Esse índice é composto pelo somatório de três outros índices que envolvem planos de saneamento básico. ²	IMRS 2019	Positivo	Fry et al. (2008); Jenkins (2010); Rudra (2011)
COPASA	Municípios cuja COPASA opera sozinha ou conjuntamente com outros prestadores ³	IMRS 2019	Negativo	Paiva (2008)
Gasto per capita com infraestrutura	Valor dos gastos orçamentários, por habitante, realizados em infraestrutura	IMRS 2019	Positivo	Luo et al. (2018)
Gasto per capita com atividades em saúde	Valor dos gastos orçamentários em saúde por habitante	IMRS 2019	Positivo	Rodrigues et al. (2019)

Fonte: Elaboração própria do autor

¹ O Percentual de pessoas pertencentes às famílias beneficiárias do Bolsa Família é utilizado como proxy da variável dependente “Pobreza”. Este é o conceito de pobreza inerente a Secretaria Especial do Desenvolvimento Social do Ministério da Cidadania; no qual diz que, as famílias extremamente pobres são aquelas que têm renda mensal de até R\$ 89,00 por pessoa. As famílias pobres são aquelas que têm renda mensal entre R\$ 89,01 e R\$ 178,00 por pessoa. As famílias pobres participam do programa, desde que tenham em sua composição gestantes e crianças ou adolescentes entre 0 e 17 anos. Para se candidatar ao programa, é necessário que a família esteja inscrita no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal, com seus dados atualizados há menos de 2 anos (MINISTÉRIO DA CIDADANIA, 2019).

² O índice é composto pelos Índice de abrangência da Lei Municipal de Saneamento, Existência de Conselho Municipal de Saneamento e Índice de abrangência do Plano Municipal de Saneamento e varia de 0 a 1 e quanto mais próximo de 1, maior é o esforço que o município faz na gestão do saneamento básico (IMRS, 2019)

³ São indicados por 0, municípios cuja prestadora do serviço é local e a COPASA não opera são indicados por 1.

3.2. Aspectos Metodológicos

Inicialmente, será conduzida uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) da qual será calculado o Índice de Moran Global e Local. O I de Moran é uma ferramenta para analisar a autocorrelação espacial dos índices de atendimento de água e esgoto entre os municípios de Minas Gerais. Seguindo os critérios de Anselin (1996), utilizou-se, para a AEDE, a matriz de k-vizinhos mais próximos pois esta gerou o maior valor absoluto para o I de Moran. Quando o I de Moran é positivo e significativo, isso indica que municípios com altos (ou baixos) índices de atendimento de água ou esgoto estão próximos uns dos outros, formando clusters. Por outro lado, um I de Moran negativo sugere que municípios com altos índices estão próximos a outros com baixos índices e vice-versa, indicando uma dispersão. Essas informações são valiosas para entender como os serviços de saneamento estão distribuídos geograficamente e para identificar áreas que precisam de intervenção ou investimentos específicos.

O coeficiente I_i de Moran local desagrega o indicador global, de modo que os indicadores LISA, propostos por Anselin (1995), capturam padrões locais de autocorrelação espacial. Segundo Le Gallo e Erthur (2003), a estatística LISA pode ser especificada da seguinte forma:

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_0} \sum_j w_{ij} (x_{i,t} - \mu_t) \quad (1)$$

Sendo

$$m_0 = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)^2}{n} \quad (2)$$

Na qual $x_{i,t}$ é a observação do índice de atendimento de água (ou o índice de atendimento de esgoto) no município i para o ano de 2019, μ_t é a média das observações entre os municípios para o ano $t=2019$, no qual o somatório em relação à j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos. A estatística pode ser interpretada da seguinte forma: valores positivos de $I_{i,t}$ significam que existem clusters espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos significam que existem clusters espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos.

Após a condução da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), procede-se à estimativa de um modelo de regressão para investigar a relação entre os referidos índices e as características socioeconômicas dos municípios. Inicialmente, utiliza-se o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para a estimação, sendo posteriormente realizado um teste de autocorrelação espacial nos resíduos. A abordagem adotada neste contexto é a de Regressões Aparentemente Não Relacionadas (SUR), pois esta é particularmente útil em situações onde os erros de equações distintas estão inter-relacionados de forma limitada. O SUR é capaz de lidar com a falta de informações explicativas em equações que lidam com o acesso a serviços de água e esgoto, permitindo a exploração de diferentes hipóteses sem a necessidade de especificar completamente a estrutura de correlação temporal.

Esse modelo identifica fatores socioeconômicos influentes no acesso a serviços em diferentes regiões, como em Minas Gerais, devido à sua diversidade regional. Em contextos de equações temporais e regionais, a dependência resultante pode ser vista como autocorrelação espacial. No método SUR, os coeficientes podem variar entre unidades espaciais, mas são constantes ao longo do tempo, enquanto os erros têm covariância espacial constante entre as unidades no mesmo período. O modelo SUR Espacial pode especificar um tipo de dependência que consiste em introduzir defasagens espaciais, da variável endógena, em cada período de tempo, como mais uma variável explicativa, e apresenta a seguinte expressão:

$$Y_t = \rho_t WY_t + X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que Y é um vetor de variáveis explicativas, composto pelos índices de atendimento de água e de esgoto. W é a matriz de pesos espaciais.

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_s'] = \sigma_t s I \quad (4)$$

O Y é um vetor de variáveis explicativas, composto pelo índice de água e pelo de esgoto. W é a matriz de pesos espaciais. A equação 8 mostra que os erros das duas equações são correlacionados.

O sistema expresso na forma compacta é escrito como:

$$Y = (\Gamma \otimes W)Y + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

Em que

$$E[\varepsilon \varepsilon'] = \sum \otimes I \quad (6)$$

Em que, Γ é a matriz do coeficiente de dependência espacial T por T diagonal, em que ρ_t é o valor da diagonal e a matriz I é uma matriz identidade de ordem NT e \otimes é o operador do produto de Kronecker. Este modelo é chamado de SUR espacial com variáveis dependentes espacialmente defasadas (SSUR-LAG).

Com relação aos critérios de escolha das matrizes (W) de ponderação utilizadas no presente estudo, procedeu-se ao cálculo da matriz de peso pelo critério de contiguidade tipo Queen (Queen Contiguity), movimento da rainha. Na definição da vizinhança, são consideradas os municípios mineiros que compartilham a mesma trajetória ou um ponto de fronteira.

Na seleção do modelo econométrico mais apropriado para examinar o acesso ao saneamento básico nos municípios mineiros, empregou-se uma testes para identificar o modelo mais adequado. Para avaliar a presença de autocorrelação espacial, recorreu-se à estatística I de Moran. Além disso, foram aplicados os testes de Multiplicador de Lagrange (LM) para investigar o tipo de autocorrelação no processo de geração de dados. Outros testes associados incluíram o LM Error, RLM Lag (LM robusto) e RLM Error (LM robusto) (JUSTO, 2014).

Os modelos espaciais diferem dos não espaciais na interpretação dos coeficientes, pois não refletem diretamente o efeito marginal das variáveis independentes na variável dependente. É crucial considerar isso para evitar conclusões equivocadas em estudos empíricos. Segundo Elhorst (2010), entender corretamente os efeitos das variáveis é fundamental para testar a presença de spillovers espaciais. Os efeitos diretos e indiretos são essenciais nessa interpretação, mostrando como as variáveis impactam não só a unidade em questão, mas também seus vizinhos no espaço. A matriz de derivadas parciais oferece uma visão precisa desses efeitos a curto prazo.

$$\partial Y \dots \partial Y = (I - \rho W) - 1[\beta kIN + \phi kW] \partial x1k \partial xNkt \quad (7)$$

O entendimento desses dois tipos de efeitos é relevante ao se considerar uma unidade observacional específica, como um estado, microrregião ou município, pois permite compreender como essa área é influenciada não apenas por suas próprias características socioeconômicas, mas também pelas características das áreas vizinhas. Neste estudo, foi possível estimar não apenas o impacto das características socioeconômicas nos índices de atendimento de água e esgoto de cada município de Minas Gerais, mas também o impacto nos municípios vizinhos.

4. Resultados e Discussão

O estudo realizou análises estatísticas descritivas para as variáveis do modelo econômico, como demonstrado na Tabela 1. Observou-se que a média não é um indicador apropriado devido ao alto desvio padrão (36,14) do índice de atendimento de esgoto (IN056_AE), sugerindo uma distribuição heterogênea. Isso é reforçado pelo elevado coeficiente de variação (CV) de 73%, explicado pela disparidade nos níveis de atendimento entre municípios, especialmente visível no norte e noroeste do estado. Por outro lado, o índice de atendimento de água (IN055_AE) possui um coeficiente de variação de 38%, indicando uma variação moderada em relação à média. Quanto menor o coeficiente, maior a homogeneidade dos índices de atendimento de água.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas.

	Média	Desvio Padrão	Variância	Mínimo	Máximo	CV
IN056_AE	49,5958 5	36,14594	1306,529	0	100	73%
IN055_AE	64,0967 1	24,07954	579,8245	0	100	38%
Pobreza	23,1311 5	12,81792	164,2991	3,12	70,34	55%
Educação	92,1414 1	8,846725	78,26454	46,25	100	10%
Urbanização	75,7641 3	15,4907	239,9617	19,4	100	20%
Pib per capita	71,1276 8	619,077	383256,4	0,04776 6	17072,9 9	870 %
Habitação	0,12716 3	0,451896	0,20421	0	5,38	355 %
Infraestrutura	9,91683 5	4,473011	20,00782	0	29,37	45%
Gestão Políticas Públicas (SB)	0,27901 5	0,376626	0,141847	0	1	135 %
Gasto Saúde	807,027 6	344,7995	118886,7	0	4497,47	43%

Fonte: Elaboração própria do autor

O acesso aos serviços de saneamento básico em Minas Gerais segue a tendência brasileira apresentada por Saiani e Toneto Júnior (2010) de elevação na média de acesso ao abastecimento de água e ao esgotamento sanitário. No que se refere ao abastecimento de água, além do aumento na média de acesso ao serviço em relação em acesso a esgotamento sanitário, houve também uma redução no desvio padrão em relação ao acesso a esgotamento sanitário, o que pode indicar uma possível convergência entre os municípios para o abastecimento de água. Já em relação ao acesso ao esgotamento sanitário percebe-se um alto desvio padrão, indicando a possível ocorrência de um crescimento desigual no acesso ao esgotamento sanitário entre os municípios mineiros.

As disparidades entre os municípios de Minas Gerais são evidenciadas pelas altas variações das variáveis do modelo econômico. O PIB per capita, por exemplo, mostra uma grande heterogeneidade, com um coeficiente de variação (CV) de 870%. Isso reflete diferenças significativas entre os municípios, alguns dos quais têm um PIB per capita substancialmente maior, indicando maior capacidade de investimento em saneamento básico. No que diz respeito aos gastos com saúde, o gasto médio per capita é de aproximadamente R\$ 807,02, mas há municípios com gastos muito superiores, como o que registrou R\$ 4497,47 per capita. Após a estatística descritiva, ao adentrar a AEDE, abordar-se-á a Tabela 2 que resume a autocorrelação espacial global para os índices de esgotamento sanitário e abastecimento de água. Os resultados da Tabela 2 mostram que o coeficiente de Moran diminui à medida que o número de vizinhos aumenta, sugerindo que a dependência espacial entre as cidades diminui com uma vizinhança mais ampla. Isso indica que a proximidade geográfica é importante para o acesso aos serviços de saneamento básico. Os valores positivos e significativos do I de Moran para os índices de atendimento de água e de esgoto revelam a existência de dependência espacial e padrões de concentração espacial desses índices. Esses padrões estão relacionados às economias de escala e densidade nos serviços de saneamento, como observado por outros estudos (Júnior et al., 2006). Os resultados da autocorrelação espacial em serviços de saneamento básico são corroborados por Oliveira et al. (2018) e Luo et al. (2018). Oliveira et al. (2018) usaram o I de Moran para verificar essa relação espacial nos indicadores de saneamento, observando resultados positivos e estatisticamente significativos para os índices de atendimento urbano de água e esgoto no Brasil em

2018. Luo et al. (2018) também encontraram autocorrelação positiva ao analisar regiões vizinhas nas províncias chinesas, indicando agrupamento na distribuição do índice de qualidade do saneamento.

Tabela 2 – Indicador global de autocorrelação espacial para índices de abastecimento de água e de esgotamento sanitário, por cidades mineiras, em 2019.

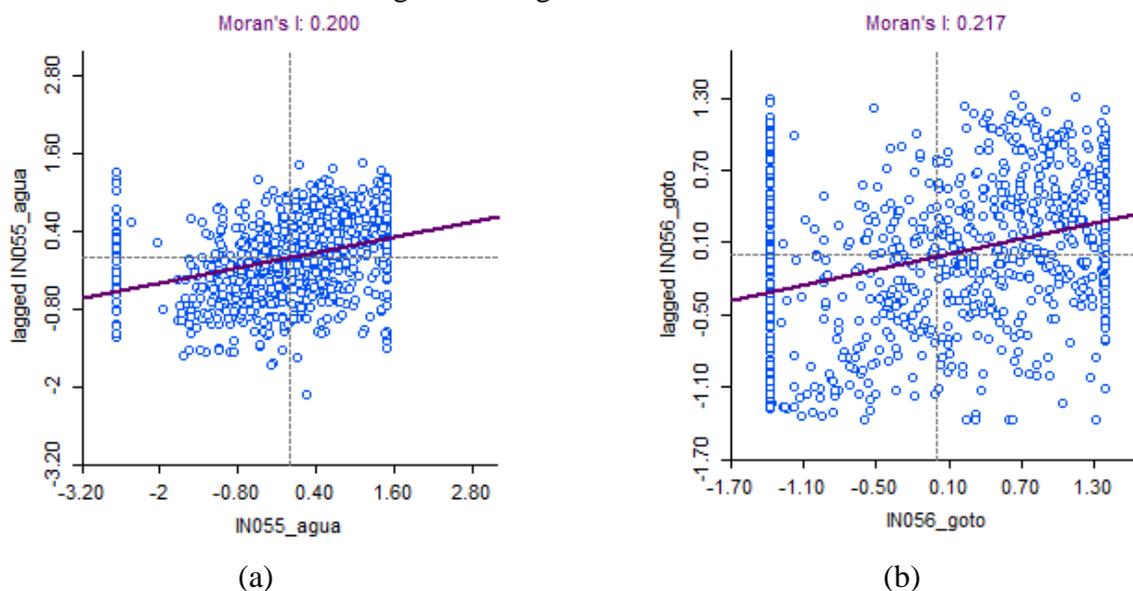
Matriz de pesos	I de Moran Abastecimento de água	I de Moran Esgotamento sanitário	Probabilidade
Rainha	0,177	0,193	0,001
Distancia Inversa	0,145	0,172	0,001
Distancia Inversa ²	0,145	0,172	0,001
Quatro vizinhos mais próximos	0,200	0,217	0,001
Seis vizinhos mais próximos	0,172	0,215	0,001
Oito vizinhos mais próximos	0,161	0,214	0,001

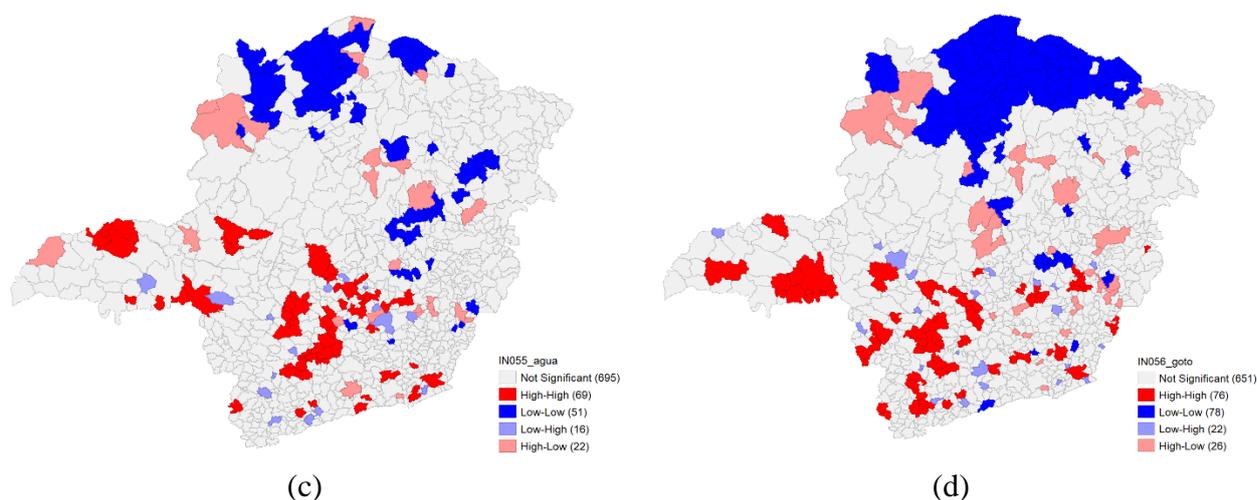
*Pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações

Fonte: Elaboração própria do autor com base no programa Geoda

Além disso, a escolha da categoria “Quatro vizinhos mais próximos” com base na matriz de ordem espacial, devido ao seu alto valor de I de Moran Global para as variáveis de índice de atendimento de água e esgoto orientará os testes subsequentes. Com isso estabelecido, o próximo passo na análise foi a identificação de cidades que se desviam do padrão global de associação positiva, como indicado pelo I de Moran Global. Essa investigação será amparada pelas letras (a) e (b) da Figura 1, exibindo os diagramas de dispersão de Moran Global para o índice de atendimento de água e de esgoto, respectivamente. Pode-se observar, por meio das Figura 1 (a) e da Figura 1 (b), uma concentração dos municípios mineiros nos quadrantes I (AA) e II (BB), ou seja, nos quadrantes em que um município com alto índice de atendimento total de água ou esgotamento sanitário está cercado por municípios com características similares. Essa tendência também é observada nos estudos de Da Hora et al. (2015), Santana (2019), Verson et al. (2017) e Oliveira et al. (2020).

Figuras 1 – Diagramas de dispersão de I Moran Global e mapas de clusters dos índices de atendimento total de água e de esgoto em Minas Gerais no ano de 2019.





Fonte: elaboração própria com base no programa Geoda

Notas: (a) Moran Scatter Plot para água; (b) Moran Scatter Plot para esgoto; (c) Mapa de Cluster LISA para água; e (d) Mapa de Cluster LISA para esgoto.

A Figura 1 (c) mostra uma concentração de municípios (69 municípios) no cluster Alto-Alto, localizados predominantemente nas mesorregiões do Sul e Sudoeste de Minas, Campos das Vertentes, Metropolitana de Belo Horizonte (BH), Zona da Mata e, por fim, Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba. Nota-se que cidades com baixos índices de atendimento de água estão rodeadas por cidades que possuem a mesma característica, formando o cluster Baixo-Baixo. Este cluster pertence a regiões de menor renda per capita e densidade populacional, sendo cidades do Norte de Minas como Espinosa, Januária, São Francisco, entre outras. Os resultados da distribuição espacial do abastecimento de água (cluster Baixo-Baixo) ratificam os resultados de Rodrigues, de Oliveira e Saiani (2018), que analisaram as desigualdades, evoluções e convergências dos déficits de acesso ao abastecimento de água e coleta de esgoto nas mesorregiões mineiras.

Com relação ao esgoto, tem-se a Figura 1 (d) na qual apresenta 76 cidades com alto índice de atendimento de esgotamento sanitário que estão próximas umas das outras, formando um cluster de configuração Alto-Alto. Este cluster está mais concentrado na mesorregião do Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba, Sul e Sudoeste de Minas, Oeste de Minas e Zona da Mata. Os resultados corroboram o estudo de Venson et al. (2017), que encontrou uma forte concentração espacial no acesso ao esgotamento sanitário no Paraná, principalmente nas localidades próximas aos municípios de Curitiba e Londrina, devido às economias de escala e de densidade nos serviços de saneamento básico. A Figura (d) também apresenta um cluster do tipo Baixo-Baixo que contém 78 cidades e está concentrado nas mesorregiões do Noroeste e, principalmente, do Norte de Minas, como São Francisco, Salinas, Porteirinha, Matias Cardoso, Janaúba, Januária, Buritis, entre outros. Esses resultados corroboram o estudo de Rodrigues et al. (2019), no qual constata o fato de os déficits de acesso à coleta de esgoto serem mais elevados, principalmente nos municípios com maior quantidade de domicílios “mais pobres”, nas mesorregiões do Jequitinhonha e do Norte de Minas.

Após identificar alguns padrões espaciais dos índices de atendimento de água e esgoto nos municípios mineiros; o próximo passo foi investigar os determinantes dos índices de atendimento de água e de esgoto. A Tabela 3 apresenta os resultados para os testes de dependência espacial para a amostra. O teste Multiplicador de Lagrange (LM) foi significativo tanto para o modelo de erro espacial quanto para o modelo de defasagem espacial. Portanto, o próximo passo foi analisar o nível de significância do teste LM robusto. O teste LM Robusto (defasagem) indica um efeito de defasagem espacial nos índices de atendimento de água e de esgoto, uma vez que o teste é significativo a menos de 1%. Ou seja, o teste indica a existência de um efeito vizinhança nos índices de acesso a abastecimento de água nos municípios mineiros.

Tabela 3 – Testes de autocorrelação espacial do modelo.

Teste	Valor	P- valor
LM robusto (Lag)	46.096	0.00000000009783
LM robusto (Erro)	22.588	0.00001245

Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio

O p-valor foi menor que 0,01 e, portanto, foi significativo a 1%, logo, a hipótese nula (SUR espacial e SUR aespacial serem iguais) foi rejeitada, o que corrobora para a utilização do SUR espacial. Os resultados da estimação, para a matriz Rainha de Ordem 1⁴, são mostrados na Tabela 4.

Tabela 4 – Modelos de regressões aparentemente não-relacionadas (SUR) - Lag Espacial.

	Esgoto		Água	
	Coefficientes	P-Valor	Coefficientes	P-Valor
Intercepto	-27.8851	0.042	-9.3519	0.312
Pobreza	-0.3396	0.002	-0.1448	0.048
Educação	0.5050	0.000	0.3075	0.000
Urbanização	0.3752	0.000	0.4622	0.000
Pib per capita	0.0052	0.004	0.0039	0.001
Índice de Gestão de Políticas Públicas em Saneamento	11.7034	0.000	3.2941	0.096
Gasto per capita com habitação	-0.0858	0.079	-0.0344	0.283
COPASA	-6.1872	0.010	-2.9859	0.058
Gasto per capita com saúde	-0.0082	0.039	-0.0031	0.237
Gasto per capita com infraestrutura	0.0086	0.090	-0.0003	0.937
ρ	0.2876	0.000	0.2602	0.000

Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio

Pode-se destacar as variáveis que se mostraram mais relevantes, dentre elas, tem-se a taxa de urbanização que teve um efeito positivo sobre o acesso a saneamento básico. Esse efeito positivo ocorre, pois, a aglomeração de pessoas diminui o custo da implantação, ou seja, a concentração de pessoas na cidade facilita o atendimento da população pelos serviços de saneamento (MONTEIRO et al, 2013; SAIANI; TONETO JÚNIOR, 2006), e esses resultados são corroborados por Luo; et al. (2018).

O indicador de Educação (valores de $p < 0,001$) demonstrou significância estatística e influência positiva no acesso ao saneamento básico. Indivíduos com maior nível educacional tendem a estar mais conscientes dos riscos associados à falta de saneamento, bem como dos seus benefícios (ABUBAKAR, 2017). Por outro lado, o índice de pobreza também se mostrou estatisticamente significativo, mas com um efeito negativo sobre o acesso ao saneamento básico. Pessoas em situação de vulnerabilidade socioeconômica tendem a residir em áreas com infraestrutura habitacional de baixa qualidade. Esses resultados foram confirmados por Abubakar (2017).

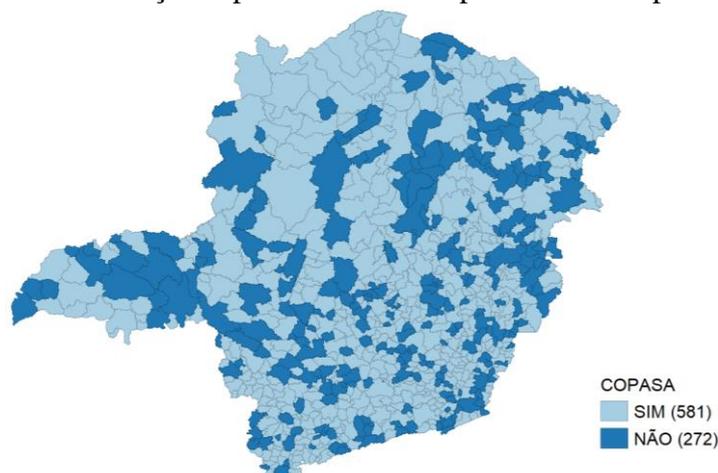
O Índice de Gestão de políticas públicas foi estatisticamente significativo e auferiu impacto positivo sobre os índices de atendimento de água e esgoto. De acordo com Gomes et al. (2019) a qualidade da gestão pública e o grau de sua independência das pressões políticas e a qualidade da formulação e da implementação das políticas públicas tendem a impactar positivamente o acesso a abastecimento de água.

A variável dummy COPASA teve um impacto negativo nos índices de atendimento de água e esgoto. No entanto, seu impacto foi ainda maior no acesso das pessoas ao esgotamento sanitário. Os

⁴ A matriz de pesos utilizada para a estimação do modelo SUR Espacial com defasagem espacial foi aquela que apresentou o maior I de Moran nos resíduos do modelo clássico de regressão de Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

provedores regionais, como Copasa e Copanor, mostraram-se menos eficientes (menores índices de cobertura e as tarifas mais altas) que os provedores locais, como SAAE, DAMAE e Prefeituras. Esses resultados confirmam os achados de Scriptori (2012), que indicou que os provedores públicos locais têm melhores índices de cobertura de saneamento básico em comparação aos provedores regionais. Em 2019, 581 municípios de Minas Gerais eram atendidos exclusivamente pela COPASA ou recebiam serviços tanto da COPASA quanto de outro provedor local. Isso significa que a COPASA estava presente em 68% dos municípios mineiros (conforme mostrado na Figura 2). Por outro lado, aproximadamente 32%, ou seja, 272 municípios, eram atendidos apenas por provedores locais, incluindo Prefeituras, SAAEs e DAMAEs.

Figuras 2 – Distribuição espacial dos municípios atendidos pela COPASA



Fonte: elaboração própria com base no programa Geoda

Na Tabela 5 são apresentados os impactos espaciais direto, indireto e total do Índice de Atendimento Total de Água e são calculados de acordo com LeSage e Pace (2009). Estes resultados indicam que, ao controlar o efeito espacial, um aumento de 1 ponto percentual na taxa de urbanização está associado a um aumento de 0,62 no Índice de atendimento de água. Estas conclusões são consistentes com as descobertas de Luo et al. (2018), que destacaram a urbanização como um fator influente nas taxas de qualidade de saneamento na área rural da China. Ademais, um aumento de um ponto percentual no Pib per capita foi associado com um aumento de 0,62 no Índice de atendimento de água. Esse resultado corrobora a pesquisa de Adams, et al. (2016) que sugeriu que renda foi um indicador significativo de melhoria do acesso à água e ao saneamento em Gana.

Ademais, o aumento de um ponto percentual no Índice de Gestão de Políticas Públicas gera, em média, um aumento de 4.45 no índice de atendimento total de água. Estudos anteriores validam esse resultado pois mostraram que os países com bom desempenho em termos de saneamento também pontuam altamente em indicadores de governança política, como eficácia do governo e estabilidade (Fry et al., 2008; Jenkins, 2010; Onda et al., 2013).

A Tabela 5 – Impactos espaciais direto, indireto e total do Índice de Atendimento Total de Água.

Índice de Atendimento Total de Água			
Efeitos	Direto	Indireto	Total
Pobreza	-0.1466845578	-0.04902273483	-0.1957072926
Educação	0.3115192596	0.10411134133	0.4156306010
Urbanização	0.4682656605	0.15649679597	0.6247624565
Pib per capita	0.0039301822	0.00131348714	0.0052436693
Índice de Gestão de Políticas Públicas em Saneamento	3.3374284596	1.11538578361	4.4528142433
Gasto per capita com habitação	-0.0348520342	-0.01164772935	-0.0464997635
COPASA	-3.0251648276	-1.01102566918	-4.0361904968

Gasto per capita com saúde	-0.0031251992	-0.00104445766	-0.0041696568
Gasto per capita com infraestrutura	-0.0002648198	-0.00008850413	-0.0003533239

Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio

A Tabela 6 apresenta os impactos espaciais direto, indireto e total do Índice de Atendimento Total de Esgoto. O aumento de um ponto percentual no Índice de Gestão de Políticas Públicas em Saneamento aumenta o índice de atendimento de esgoto em 16,42, portanto, uma boa gestão faz-se elementar para o acesso das pessoas ao serviço. Os países com níveis mais elevados de desigualdade são geralmente marcados por desafios de ação coletiva decorrentes de diversos interesses de grupos e instituições de governança enfraquecidas, o que resulta em serviços de saneamento deficientes (Rudra, 2011) e, conseqüentemente, falhas no acesso a esses serviços.

Ainda discutindo a gestão do saneamento, observa-se que a presença da COPASA como provedora de serviços no município implica uma redução média de 8,68 no indicador de atendimento de esgoto. Isso ocorre porque a COPASA é responsável por uma grande parte dos municípios mineiros, de modo que sua gestão tende a impactar significativamente o acesso das pessoas ao serviço.

Além disso, a educação e a pobreza tiveram impactos significativos no acesso ao abastecimento de água, sendo o primeiro positivo e o segundo negativo. Esses resultados corroboram a Hipótese da Seletividade Hierárquica das Políticas, uma vez que pessoas mais educadas têm mais acesso aos serviços de saneamento básico, enquanto pessoas mais pobres têm menos acesso.

Tabela 6 – Impactos espaciais direto, indireto e total do Índice de Atendimento Total de Esgoto.

Índice de Atendimento Total de Esgoto			
Efeitos	Direto	Indireto	Total
Pobreza	-0.345153015	-0.131546688	-0.476699703
Educação	0.513242323	0.195609845	0.708852168
Urbanização	0.381274298	0.145313438	0.526587736
Pib per capita	0.005308737	0.002023296	0.007332033
Índice de Gestão de Políticas Públicas em Saneamento	11.894294866	4.533221587	16.427516454
Gasto per capita com habitação	-0.087248843	-0.033252777	-0.120501620
COPASA	-6.288189639	-2.396590747	-8.684780386
Gasto per capita com saúde	-0.008359081	-0.003185861	-0.011544942
Gasto per capita com infraestrutura	0.008706148	0.003318137	0.012024285

Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio

De modo geral, as estimativas dos efeitos marginais do modelo SUR Espacial com defasagem espacial demonstraram uma maior magnitude dos efeitos indiretos em detrimento dos efeitos diretos. Esses resultados evidenciam o forte componente de dependência espacial presente nos índices de acesso ao saneamento básico, por meio do efeito de transbordamento, ou spillovers, entre os municípios mineiros.

Na Figura 3, apresenta-se a diferença entre os coeficientes de cada regressão. Este gráfico exibe o beta de cada equação, de modo a comparar os valores dos betas da equação, cuja variável dependente é o índice de atendimento de água, e os valores, cuja variável dependente é o índice de atendimento de esgoto. As equações 1 e 2 contidas na Figura 8 representam, respectivamente, o atendimento de esgoto e água.

Figura 3 – Ilustração dos coeficientes do modelo SUR Espacial.



Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio

De modo geral, o déficit em esgoto é significativamente maior do que o déficit em abastecimento de água, sendo a pobreza mais impactante no índice de atendimento de esgoto. Além disso, os benefícios de um aumento na escolaridade são mais pronunciados para o esgotamento sanitário do que para o abastecimento de água, indicando que a educação tem um impacto mais significativo no índice de atendimento de esgoto.

Em relação à urbanização, ela tem um impacto mais expressivo no índice de abastecimento de água do que no índice de esgotamento sanitário. Para o índice de atendimento de esgoto, a gestão local mostra-se mais relevante, tendo um impacto maior. Em termos gerais, os resultados sugerem que há processos espaciais captados pelo modelo SUR-espacial com defasagem espacial, com a maioria das variáveis explicativas sendo estatisticamente significativas e apresentando o sinal esperado de acordo com a literatura referenciada.

5. Conclusão

De maneira geral, a análise revelou uma correlação espacial no acesso aos serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, com uma concentração espacial evidente. Esta concentração é atribuída às economias de escala e de densidade presentes no setor de saneamento básico. Paralelamente, foram identificados municípios com carência no acesso aos serviços de saneamento, especialmente em regiões menos povoadas e de menor renda, o que sugere a necessidade de melhorias nas políticas públicas do setor.

As características econômicas e sociais (Pib, Educação, Saúde, etc) dos municípios mineiros exercem influência nos indicadores de acesso ao saneamento básico, tanto no município analisado quanto em seus vizinhos. Destacam-se as variáveis COPASA e Índice de Gestão de Políticas Públicas, sendo a primeira associada a um impacto negativo significativo e a segunda a um impacto positivo considerável nos índices de atendimento de água e esgoto.

A presença da COPASA como provedora dos serviços de saneamento implica em uma redução significativa no acesso ao saneamento básico, particularmente no que diz respeito ao esgotamento sanitário. Por outro lado, o estudo evidenciou que não apenas a gestão do saneamento, mas também sua qualidade e esforços em gestão, têm um impacto positivo e significativo nos índices de atendimento de esgoto e água. O aumento do Índice de Gestão de Políticas Públicas resulta, em média,

em um aumento nos índices de atendimento de esgoto e água, sendo o aumento no esgoto mais expressivo.

Além disso, observou-se que o déficit em esgoto é consideravelmente maior do que o déficit em abastecimento de água. A pobreza afeta mais o índice de atendimento de esgoto do que o de água, enquanto os benefícios de um aumento na escolaridade são mais evidentes para o esgotamento sanitário do que para o abastecimento de água. Além disso, a taxa de urbanização tem um impacto maior no índice de abastecimento de água em comparação com o índice de esgotamento sanitário.

Referências

ADAMS, E. A.; BOATENG, G. O.; AMOYAW, J. A. Socioeconomic and demographic predictors of potable water and sanitation access in Ghana. *Social Indicators Research*, v. 126, n. 2, p. 673-687, 2016.

ANSELIN, L. *Interactive techniques and exploratory spatial data analysis*. 1996.

BARAT, J. *O financiamento da infraestrutura urbana: os impasses, as perspectivas institucionais, as perspectivas financeiras*. Brasília: IPEA, 1998.

BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? 2004. -, Laboratoire d'économie et de gestion (LEG).

BICHIR, R. M. Determinantes do acesso à infraestrutura urbana no município de São Paulo. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 24, n. 70, p. 75-89, 2009.

BRASIL, A. A. *Abastecimento urbano de água: panorama nacional*. Brasília: ANA, 2010.

BREZIS, E. S.; TEMIN, P. Elites, Minorities and Economic Growth in an Interdisciplinary Perspective. In: *Elites, Minorities and Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier, 1999.

CANDIDO, J. L. Falhas de mercado e regulação no saneamento básico. *Informe Econômico (UFPI)*, Teresina, v. 30, n. 2, 2013.

DA MOTTA, R. S. *Questões regulatórias do setor de saneamento no Brasil*. Notas Técnicas, Rio de Janeiro, n. 5, 2004.

DE MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso et al. Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial. In: *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*. ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2003.

GALVÃO JUNIOR, A. d. C.; PAGANINI, W. d. S. Aspectos conceituais da regulação dos serviços de água e esgoto no Brasil. *Engenharia Sanitária e Ambiental*, v. 14, p. 79-88, 2009.

GOMEZ, M.; PERDIGUERO, J.; SANZ, A. Socioeconomic factors affecting water access in rural areas of low- and middle-income countries. *Water*, v. 11, n. 2, p. 202, 2019.

JÚNIOR, R. T.; SAIANI, C. C. S. Restrições à expansão dos investimentos no saneamento básico brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 37, n. 4, p. 572-591, 2006.

KOSKEI, E. C.; KOSKEI, R.; KOSKE, M.; KOECH, H. K. Effect of socioeconomic factors on access to improved water sources and basic sanitation in Bomet municipality, Kenya. *Research Journal of Environmental and Earth Sciences*, v. 5, n. 12, p. 714-719, 2013.

LE GALLO, J. Space-time analysis of GDP disparities among European regions: A Markov chains approach. *International Regional Science Review*, v. 27, n. 2, p. 138-163, 2004.

LUO, Q.; ZHANG, M.; YAO, W.; FU, Y. et al. A spatio-temporal pattern and socioeconomic factors analysis of improved sanitation in China, 2006–2015. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, v. 15, n. 11, p. 2510, 2018.

MARQUES, E. C. *Estado e redes sociais: permeabilidade e coesão nas políticas urbanas no Rio de Janeiro*. Editora Revan, Rio de Janeiro, 2000.

MARQUES, E. C.; BICHIR, R. M. Estado e espaço urbano: revisitando criticamente as explicações sobre as políticas urbanas. *Revista de Sociologia e Política*, n. 16, p. 9-28, 2001.

MONTEIRO, D. A. A.; FERREIRA, M. A. M.; SILVEIRA, S. d. F. R. Fatores direcionadores da transferência de recursos em programas sociais no Brasil. *REGE-Revista de Gestão*, v. 20, n. 2, p. 147-163, 2013.

MULENGA, J. N.; BWALYA, B. B.; CHISHIMBA, K. K. Determinants and inequalities in access to improved water sources and sanitation among the Zambian households. 2017.

MUNAMATI, M.; NHAPI, I.; MISI, S. Exploring the determinants of sanitation success in Sub-Saharan Africa. *Water research*, v. 103, p. 435-443, 2016.

OLIVEIRA, B. F. d.; DA CRUZ, F. P.; FERNANDEZ, E. M.; ACCIOLY, B. A regionalização dos serviços de saneamento básico e os desafios da universalização no Brasil: uma análise exploratória de dados espaciais para os anos de 2010 e 2018. 2020.

OLIVEIRA FILHO, A. Institucionalização e desafios da Política Nacional de Saneamento: um balanço prévio. *Saneamento e Municípios*, 2006.

QUEIROZ, B. L.; GOLGHER, A. B.; AMARAL, E. F. Mudanças demográficas e condições econômicas e sociais em Minas Gerais. Center for Open Science, 2010.

REZENDE, S.; WAJNMAN, S.; CARVALHO, J. A. M. d.; HELLER, L. Integrando oferta e demanda de serviços de saneamento: análise hierárquica do panorama urbano brasileiro no ano 2000. *Engenharia Sanitária e Ambiental*, v. 12, p. 90-101, 2007.

RODRIGUES, R. L.; DE OLIVEIRA, W. T.; SAIANI, C. C. Saneamento Básico nas Mesorregiões de Minas Gerais: Desafios para a Produtividade Industrial. 2018.

RODRIGUES, R. L.; TOMÁS, W.; SAIANI, C. C. S. Desigualdades de acesso a serviços de saneamento básico nas mesorregiões mineiras e objetivos de desenvolvimento sustentável: Inequalities of access to basic sanitation services in Minas Gerais state regions and sustainable development goals. *Revista Argumentos*, v. 16, n. 2, p. 165-195, 2019.ROMEIRO, A. R. Economia ou economia política da sustentabilidade. *Economia do meio ambiente*. Rio de Janeiro: Elsevier, p. 1-29, 2003.

RUDRA, N. Openness and the politics of potable water. *Comparative Political Studies*, v. 44, n. 6, p. 771-803, 2011.

SAIANI, C. Déficit de acesso aos serviços de saneamento básico no Brasil. Prêmio Ipea-Caixa, 2006.

SAIANI, C. C.; OLIVEIRA, W. Desigualdades de acesso a serviços públicos de saneamento básico: evidências de seletividade das políticas e efeitos do crescimento econômico. *Anais do 46º Encontro Nacional de Economia, ANPEC*, 2018.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R. Evolução do acesso a serviços de saneamento básico no Brasil (1970 a 2004). *Economia e Sociedade*, v. 19, n. 1, p. 79-106, 2010.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R.; DOURADO, J. Desigualdade de acesso a serviços de saneamento ambiental nos municípios brasileiros: evidências de uma Curva de Kuznets e de uma Seletividade Hierárquica das Políticas? *Nova Economia*, v. 23, n. 3, p. 657-692, 2013.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JUNIOR, R.; DOURADO, J. A. Déficit de acesso a serviços de saneamento ambiental: evidências de uma Curva Ambiental de Kuznets para o caso dos municípios brasileiros? *Economia e Sociedade*, v. 22, p. 791-824, 2013.

SCRIPTORE, J. S.; TONETO JÚNIOR, R. A estrutura de provisão dos serviços de saneamento básico no Brasil: uma análise comparativa do desempenho dos provedores públicos e privados. *Revista de Administração Pública*, v. 46, n. 6, p. 1479-1504, 2012.

VENSON, A. H.; RODRIGUES, K. C. T. T.; DA CAMARA, M. R. G. Acesso aos serviços de abastecimento de água, rede de esgoto e coleta de lixo nos municípios do Paraná: Uma abordagem espacial para os anos de 2006 e 2013. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 9, n. 2, p. 243-261, 2015.

VENSON, A. H.; RODRIGUES, K. C. T. T.; DA CÂMARA, M. R. G. Evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012. *Ensaio FEE*, 38, n. 1, p. 107-134, 2017.

