

LETÍCIA APARECIDA DE OLIVEIRA

**DETERMINANTES DO ACESSO AO SANEAMENTO BÁSICO: UMA
ANÁLISE ESPACIAL PARA MINAS GERAIS EM 2019**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: Cristiana Tristão Rodrigues

Coorientadores: Igor Santos Tupy

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2022**

FICHA CATALOGRÁFICA A SER PREPARADA
PELA BIBLIOTECA CENTRAL DA UFV

Solicitar pelo site <https://www3.dti.ufv.br/bbt/ficha/autenticacao>

LETÍCIA APARECIDA DE OLIVEIRA

**DETERMINANTES DO ACESSO AO SANEAMENTO BÁSICO: UMA
ANÁLISE ESPACIAL PARA MINAS GERAIS EM 2019**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 5 de agosto de 2022.

Assentimento:

Letícia Aparecida de Oliveira

Autor

Cristiana Tristão Rodrigues

Orientador

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Beatriz e Fernando, pelo apoio que me foi dado ao longo da realização do mestrado acadêmico.

Ao meu namorado, Caio Meira, que me apoiou nessa caminhada e sempre me incentivou. Me aconselhou, ajudou com suas dicas.

As minhas amigas que ficaram muito felizes quando fui aprovada no mestrado, e me encheram de motivação. Agradeço aos colegas que tive oportunidade de ter contato no mestrado e fazer amizade, mesmo que online, em decorrência do período de pandemia no qual esse foi realizado.

A minha professora Cristiana, que com sua gentileza e delicadeza me orientou com muita dedicação e amor. Espero ter sido uma boa orientanda e que essa experiência tenha sido boa para ela também.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realizar a pós-graduação. Em especial, aos professores do departamento de economia que me aceitaram no programa de pós graduação. Agradeço a oportunidade, dei o melhor de mim e espero ter causado boa impressão e também ter suprido as expectativas. Sou muito grata.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para que a realização deste trabalho se tornasse possível.

Por fim, o presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

RESUMO

OLIVEIRA, Letícia Aparecida de, M.Sc, Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2022. **Determinantes do acesso ao saneamento básico: uma análise espacial para minas gerais em 2019.** Orientador: Cristiana Tristão Rodrigues. Coorientadores: Igor Santos Tupy.

A pesquisa empreendida consiste em analisar os determinantes do acesso ao saneamento básico para Minas Gerais em 2019, por meio de um análise espacial. Para se alcançar o objetivo proposto, a priori, averiguou-se a distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, índices de atendimento de água e de esgoto nos municípios do estado de Minas Gerais em 2019. Utilizou-se a metodologia de Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) para identificar os coeficientes univariados I de Moran, os diagramas de dispersão e os mapas de clusters das variáveis dos municípios. Os dados foram do Sistema Nacional de Informações Sobre Saneamento (SNIS 2007). De modo geral, os resultados evidenciam a presença de concentração espacial no atendimento de serviços de água e de esgoto, nos municípios mineiros, sendo a dependência espacial mais expressiva no serviço de esgotamento sanitário. A posteriori, foi investigado o impacto dos determinantes espaciais no acesso ao saneamento básico, fazendo uso do modelo de Regressões Aparentemente Não Relacionadas (SUR, Seemingly Unrelated Regression) com defasagem espacial. As variáveis explicativas do modelo foram pertencem ao Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS). Os resultados sugerem que há processos no espaço que são captados pelo modelo SUR-espacial com defasagem espacial. A maioria das variáveis explicativas foram estatisticamente significativas e apresentaram, em magnitude, o sinal esperado de acordo com a literatura. As conclusões deste estudo podem ajudar gestores de empresas prestadoras dos serviços de saneamento básico, formuladores de políticas públicas em saneamento ou instituições reguladoras do setor a compreender a relação entre o acesso ao saneamento básico e as características econômicas e sociais dos municípios mineiros. Além de conhecer a distribuição espacial de índices de acesso ao saneamento básico em Minas Gerais.

Palavras-chave: Índice de Atendimento a Água e Esgotamento sanitário.
Clusters Espaciais. Determinantes socioeconômicos. SUR Espacial.

ABSTRACT

OLIVEIRA, Letícia Aparecida de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, August, 2022. **Determinants of access to basic sanitation: a spatial analysis for Minas Gerais in 2019.** Adviser: Cristiana Tristão Rodrigues. Co-advisers: Igor Santos Tupy.

The research undertaken consists of analyzing the determinants of access to basic sanitation for Minas Gerais in 2019, through a spatial analysis. In order to achieve the proposed objective, *a priori*, the spatial distribution of access to basic sanitation services, water and sewage service rates in the municipalities of the state of Minas Gerais in 2019 were investigated. of Spatial Data (AEDE) to identify the univariate coefficients I of Moran, the scatter diagrams and the cluster maps of the variables of the municipalities. Data were from the National Sanitation Information System (SNIS 2007). In general, the results show the presence of spatial concentration in the service of water and sewage services, in the municipalities of Minas Gerais, with the most expressive spatial dependence on the sanitary sewage service. *A posteriori*, the impact of spatial determinants on access to basic sanitation was investigated, using the Seemingly Unrelated Regression (SUR) model with spatial lag. The explanatory variables of the model belong to the Minas Gerais Social Responsibility Index (IMRS). The results suggest that there are processes in space that are captured by the spatial-lagged SUR-spatial model. Most of the explanatory variables were statistically significant and presented, in magnitude, the expected sign according to the literature. The conclusions of this study can help managers of companies that provide basic sanitation services, formulators of public sanitation policies or regulatory institutions in the sector to understand the relationship between access to basic sanitation and the economic and social characteristics of Minas Gerais municipalities. In addition to knowing the spatial distribution of access rates to basic sanitation in Minas Gerais.

Keywords: Water and Sewage Service Index. Spatial Clusters. Socioeconomic determinants. SUR Space.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	1
2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS	8
2.1. O setor monopolista do saneamento básico e os ganhos de escala em regiões mais urbanizadas	8
2.2. Problema da concentração do acesso aos serviços de saneamento básico e a hipótese da seletividade hierárquica	<u>1540</u>
2.3. Revisão de literatura	<u>1842</u>
3. METODOLOGIA.....	<u>2517</u>
3.1 Fonte de dados e características da amostra.....	<u>2617</u>
3.2 Análise exploratória de dados espaciais.....	<u>3223</u>
3.2.1 Matriz de Peso Espaciais.....	23
3.2.2 Estatística I de Moran Univariado.....	24
3.3.3 Indicador Local de Associação Espacial.....	27
3.3 Um modelo econômético espacial para os determinantes do abastecimento de água e coleta de esgoto	<u>3930</u>
3.3.1 Regressões Aparentemente Não Relacionadas (SUR, Seemingly Unrelated Regression) com defasagem espacial.....	25
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	<u>4434</u>
4.1.1 Autocorrelação Espacial Global e o Diagrama de Dispersão de Moran	<u>4634</u>
4.1.2 Autocorrelação Espacial Local.....	<u>5240</u>
5. CONCLUSÕES.....	<u>7057</u>
REFERÊNCIAS.....	58

1. INTRODUÇÃO

O saneamento básico corresponde ao conjunto de serviços e infraestruturas de abastecimento de água (captação, tratamento e distribuição), limpeza urbana e manejo de resíduos sólidos (coleta, transporte, transbordo, tratamento e destino final do lixo doméstico e do lixo originário da varrição e limpeza de logradouros e vias públicas); drenagem e manejo das águas pluviais urbanas: (de transporte, detenção ou retenção para o amortecimento de vazões de cheias, tratamento e disposição final das águas pluviais drenadas nas áreas urbanas) e esgotamento sanitário (coleta, transporte, tratamento e disposição final (MADEIRA,2010) . Saneamento básico será considerado, no presente estudo, como um agregado de serviços que englobam abastecimento de água e esgotamento sanitário. Situações inadequadas nestes serviços, tanto em termos de acesso como de qualidade, impactam negativamente o meio ambiente, a saúde e a geração de produto e renda. Ou seja, afetam dimensões dos três pilares do desenvolvimento sustentável – ambiental, social e econômico (ROMEIRO,2003).

O Brasil é caracterizado pela extensão territorial: regiões diferenciadas pelo clima, relevo e natureza do solo e população, com diferentes estágios sociais e culturais (RODRIGUES, *et al.*, 2019). Em relação, à cobertura do Saneamento Básico no Brasil, observa-se: i) desequilíbrio entre os domicílios conectados à rede de abastecimento de água e à rede coletora de esgoto; ii) menores coberturas em áreas rurais; iii) concentração do acesso nos grandes centros, em detrimento de periferias e dos municípios do interior; iv) população mais pobre com menor probabilidade de acesso; e v) coberturas distintas nas grandes regiões geográficas brasileiras (RODRIGUES, *et al.*, 2018) .Ademais, a população sem acesso a esse serviço localiza-se, predominantemente, nas áreas rurais isoladas, em municípios de baixo desenvolvimento humano e pequeno porte ou em periferias e áreas de urbanização informal e precária.

De acordo com Rodrigues *et.al* (2019), há uma forte concentração espacial no acesso ao abastecimento de água, com índices elevados nas regiões Sudeste e Centro-Oeste e índices baixos em toda a região Norte. No Brasil, os maiores índices de acesso a esgotamento sanitário estão concentrados nas regiões Sudeste e Sul. Estudos como os de Saiani (2006) e Scriptore e Toneto Júnior (2012) indicam a taxa

de urbanização e renda per capita como fatores relevantes em relação ao acesso aos serviços de saneamento básico.

Os índices de acesso ao saneamento básico são mais baixos em áreas periféricas ou rurais e em regiões menos desenvolvidas, refletindo as desigualdades regionais presentes no país (BARAT, 1998). Enquanto os índices de acesso a abastecimento de água e a coleta de esgoto na região Sudeste, em 2020, eram de 91,3% e 80,5%, respectivamente; no Norte, eram de 58,9% e 13,1%; já no Nordeste, eram de 74,9% e 30,3%. Para o manejo dos resíduos sólidos urbano, a discrepância de acesso a coleta direta ou indireta de lixo também é evidente. O índice de atendimento de coleta de resíduos sólidos na região Sudeste é de 96,1 %, enquanto que na região Norte é de 80,7%.

Neste contexto, o estado de Minas Gerais se destaca por refletir as desigualdades entre as grandes regiões brasileiras. Neste estado, há mesorregiões mais dinâmicas, com melhores condições socioeconômicas e mesorregiões bem menos desenvolvidas, em especial aquelas situadas mais ao norte do estado, próximas à região Nordeste brasileira. De acordo com o Censo Demográfico de 2010, apenas 12,9% dos domicílios, no Triângulo Mineiro não tinham acesso a coleta de esgoto e 9,9% dos domicílios não tinham acesso a abastecimento de água. Esta mesorregião apresenta os melhores indicadores de acesso a saneamento de todo o estado. Na mesorregião do Jequitinhonha, 31,5% dos domicílios não tinham acesso a abastecimento de água, também, é o maior déficit dentre as demais mesorregiões. O Norte de Minas apresenta o menor nível de acesso a saneamento básico, 67% dos domicílios não possuem acesso a coleta de esgoto.

Os trabalhos nacionais se concentram em fazer, por meio de uma análise exploratória de dados espaciais, um estudo da evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico ou simplesmente averiguar a existência da espacialidade em indicadores de saneamento básico. De modo que, o foco não é estudar os determinantes do acesso ao saneamento básico ou a qualidade deste; e sim estudar somente a distribuição espacial destes, ou seja, estudar como eles se distribuem no espaço.

Verson; et al. (2017) analisou a evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água e esgotamento sanitário, nos municípios do Estado da Bahia, nos anos 2006 e 2012. O estudo discute os efeitos da Lei de Saneamento Básico, de 2007, nos municípios baianos. Por meio da Análise

Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), pôde-se constatar uma estrutura espacialmente muito concentrada em torno de regiões que apresentam grande aglomeração urbana e populacional e maior renda per capita (região metropolitana de Salvador e região Sul).

Verson; et al. (2015) havia realizado a mesma pesquisa, para os anos de 2006 e 2013, porém, para a estado do Paraná. Como resultados, pôde-se inferir que houve evolução no acesso aos serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo. No abastecimento de água e na coleta de lixo, deu-se uma elevação no acesso, houve também uma redução na dispersão ao longo do período analisado, indicando uma possível convergência entre os municípios no abastecimento. Com relação ao esgotamento sanitário, ocorreu uma elevação no acesso e houve um aumento na dispersão ao longo do período.

Oliveira; et al. (2020) verificou a existência de dependência espacial nos serviços de abastecimento de água, coleta e tratamento de esgotos e seu impacto sobre o processo de regionalização dos serviços de saneamento básico. A dependência espacial foi verificada por meio do I de Moran, com os dados do SNIS, em 2010 e 2018, para todos os municípios brasileiros. O resultado foi positivo, portanto, os municípios próximos são parecidos, o que pode diminuir os benefícios da regionalização, no sentido de que os municípios pobres estão próximos, não havendo a possibilidade de subsídios cruzados ou equilíbrio econômico financeiro.

Na literatura internacional, há trabalhos que abordam a relação entre varáveis de acesso ou variáveis de qualidade do saneamento básico (abastecimento de água e esgotamento sanitário) e as características físicas, econômicas ou sociais determinantes do acesso ou da qualidade dos serviços sanitários no país.

Alguns trabalhos buscam analisar o saneamento básico, a partir de diversos aspectos. Alguns autores se utilizam de dados mais desagregados, de modo que, reúnem um conjunto de informações detalhadas a respeito dos domicílios (microdados). O saneamento é avaliado em função de aspectos socioeconômicos, sobretudo, a partir da renda domiciliar per capita e em função das características físicas dos domicílios (número de cômodos, existência de banheiro, nível de escolaridade do chefe domiciliar, etc) e das fontes de água e dos aspectos técnicos do esgotamento sanitário (como tipos de fontes de água e tipos de coleta de esgoto).

Em contrapartida, outros autores, utilizando-se de macrodados, ou seja, dados referentes a cidades de uma região. Realizam as análises de modo a buscar avaliar o

saneamento básico discutindo cinco aspectos principais, a saber, a economia (como o pib per capita, o índice de pobreza, o índice de desenvolvimento humano etc), a população (dados referentes a população urbana e rural), aspectos como nível de corrupção da administração pública, os serviços públicos oferecidos pelo Estado, como saúde e educação, e a qualidade das políticas de saneamento básico.

Gomes; *et al.* (2019) analisa se fatores socioeconômicos específicos afetam, no ano de 2016, o acesso a fontes de água melhoradas em zonas rurais dos países em desenvolvimento, mais especificamente, países de baixa renda (31 países), de renda média (51 países) e de renda média alta (53 países). Os fatores socioeconômicos são renda per capita, taxa de conclusão de mulheres no ensino primário, tamanho da agricultura, nível de assistência social, crescimento da população rural; e seis indicadores de governança, tais como, estado de direito, voz e responsabilidade, estabilidade política, controle da corrupção, eficácia do governo e qualidade regulatória. Um modelo linear de efeitos fixos foi escolhido para as regressões no conjunto de dados global e nos países de renda média-alta.

Luo; *et al.* (2018) analisou as características espaço-temporais do saneamento rural em trinta províncias chinesas, de 2006 a 2015, e estudou os fatores que podem afetar as taxas de qualidade de saneamento rural na China. Esses fatores são: PIB per capita, abastecimento de água centralizado, despesas de residentes rurais, taxa de analfabetismo de pessoas com mais de 15 anos e urbanização.

Mulenga; Bwalya e Chishimba (2017) examinou as desigualdades e os determinantes do acesso à água e saneamento entre as famílias rurais e urbanas. Este estudo analisou os conjuntos de dados domiciliares das Pesquisas Demográficas e de Saúde da Zâmbia de 2013 a 2014 (ZDHS). Para entender os determinantes do acesso águas e saneamento, o estudo utilizou uma regressão logística. As variáveis consistiram no tipo de local de residência dos domicílios (urbano/rural); tamanho da família (1-5 membros, 6-10 membros, 11+ membros); sexo do chefe da família (masculino ou feminino); idade do chefe da família (15-34, 35-54 e 55+); região de residência (províncias Central, Copperbelt, Eastern, Luapula, Lusaka, Muchinga, Northern, North Western, Southern e Western) e índice de riqueza (mais pobre, pobre, médio, rico e mais rico).

Munamati; *et al.* (2016) analisou os determinantes para o sucesso do saneamento na região subsaariana africana. Em seu artigo, faz uma análise de regressão para estimar o número de pessoas que obtém acesso ao saneamento, a

partir de anos 2000 a 2015, dependendo de diferentes variáveis econômicas e sociopolíticas, como Produto Interno (PIB) per capita, Assistência Oficial ao Desenvolvimento (AOD) e estabilidade política.

Koskei; et al. (2013) realizou um estudo, para o ano de 2010, sobre os efeitos de fatores socioeconômicos no acesso a melhores fontes de água e esgotamento sanitário no município de Bomet (capital do Quênia). Foi realizado um estudo para determinar a relação entre fatores socioeconômicos e acesso a água e coleta de esgoto. Um método de amostragem aleatória multiestágio foi usado para obter a amostra e uma método de regressão espacial para obter os resultados propostos.

De modo geral, todos os trabalhos estudaram, por meio de métodos de econometria espacial, a relação de fatores socioeconômicos como renda, educação, pobreza, urbanização e outros fatores como regulação e eficiência do setor de saneamento, com variáveis que representam a qualidade ou o acesso do saneamento básico. Obtiveram como resultado que alguns desses fatores socioeconômicos afetam os níveis de qualidade de abastecimento de água e esgotamento sanitário, e outros, não.

Ademais, há uma escassez de trabalhos nacionais que abordem os determinantes socioeconômicos da espacialidade de variáveis de acesso ao saneamento básico, bem como análises espaciais desagregadas por regiões e estados, dada a grande heterogeneidade do país. Todos os estudos se concentram em âmbito internacional, principalmente, aqueles cujo foco são os países menos desenvolvidos, como os países da África Subsaariana. O foco dos trabalhos nacionais não é o de estudar os determinantes do acesso ao saneamento básico ou a qualidade deste; e sim estudar somente a distribuição espacial destes, ou seja, estudar como estes se distribuem e se comportam no espaço.

Esta análise se concentra no Estado de Minas Gerais, pois este Estado apresenta grande heterogeneidade nos serviços de saneamento básico, assim como nas características físicas, econômicas, ambientais e culturais. O estado de Minas Gerais reflete, em uma escala reduzida, as desigualdades entre as grandes regiões brasileiras. Neste estado, há mesorregiões mais dinâmicas, com melhores condições socioeconômicas e mesorregiões bem menos desenvolvidas, em especial aquelas situadas mais ao norte do estado, próximas à região Nordeste brasileira.

Minas Gerais apresenta regiões com indicadores de acesso aos serviços de saneamento mais altos, como é o caso das regiões Centro-Sul e Triângulo Mineiro;

áreas altamente dinamizadas economicamente e com a maior parcela de produto interno. Por outro lado, há regiões menos desenvolvidas, como os vales do Jequitinhonha e Mucuri e as zonas Norte e Leste de Minas, caracterizadas por menores dinamismo e expressividade econômica e com indicadores de acesso aos serviços de saneamento mais baixos. Em relação a outros estados, Minas Gerais é o retrato-síntese do Brasil, pois representa a heterogeneidade que se observa no país (QUEIROZ; *et al*, 2010).

Diante da heterogeneidade nas características socioeconômicas e no acesso ao saneamento básico em Minas Gerais, tem-se como problema de pesquisa entender como as características socioeconômicas (determinantes espaciais) afetam o acesso ao saneamento básico no ano de 2019. Nem todas as variáveis que serão inseridas no modelo apresentava observações ao longo do tempo, portanto, optou-se pela utilização do ano mais recente da base de dados. Vale ressaltar que acesso a saneamento básico é dado pelo percentual da população urbana que possui acesso a abastecimento de água e esgotamento sanitário.

Portanto, o presente trabalho contribui para a literatura ao fazer uma análise espacial para entender os determinantes da concentração e dispersão do acesso ao Saneamento Básico em Minas Gerais. Identificando os municípios, onde a distribuição dos indicadores de acesso ao saneamento básico pode apresentar um padrão específico, associado à sua localização geográfica, utilizando uma base de dados recente e mais completa.

O objetivo geral desta pesquisa é analisar os determinantes socioeconômicos da distribuição espacial do acesso ao saneamento básico nos municípios mineiros em 2019. O objetivo geral pode ser desmembrado em dois objetivos específicos, sendo o primeiro deles, o de averiguar a existência de clusters espaciais dos índices de atendimento de água e de esgoto. De modo a compreender quais os grupos de cidades que possuem os maiores e menores indicadores de acesso ao serviço de saneamento. Identificando os municípios onde esses índices podem apresentar um padrão específico, associado à sua localização geográfica. O segundo objetivo é o de realizar uma análise espacial, por meio de modelos de econometria espacial, dos determinantes do índice de atendimento de água e de esgoto para Minas Gerais, em 2019. Fazendo uso desses índices referentes as cidades para o ano mais recente disponível na base de dados coletada.

A hipótese da presente pesquisa é a de que existe associação espacial entre índice de coleta de esgoto e abastecimento de água e as características socioeconômicas, que são: educação, nível de investimento em saneamento básico, PIB per capita, qualidade da política pública e gestão da política pública de saneamento e taxa de urbanização. Assim como, por hipótese tem-se que existe um padrão de concentração dos indicadores de Saneamento Básico em Minas Gerais: índice de coleta de esgoto e índice de abastecimento de água. De modo que, cidades com os maiores indicadores de Saneamento Básico se agruparão entre si, de acordo com as características socioeconômicas citadas anteriormente.

A realização desta pesquisa é importante por possibilitar oferecer ao formulador de política políticas públicas informações necessárias ao entendimento de como se comporta o acesso ao saneamento básico em Minas Gerais e quais variáveis o determinam. O conhecimento da distribuição espacial dos indicadores de saneamento básico nos municípios mineiros poderia subsidiar políticas que visem à minimização da discrepância do acesso ao saneamento básico nos municípios mineiros. De forma que, as políticas públicas fossem direcionadas, para as cidades com maior dispersão em saneamento. Ademais, este trabalho poderá servir de referência para a realização de estudos semelhantes que possam testar a mesma metodologia adotada para outros estados da federação.

2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS

Esta seção está organizada em quatro subseções secundárias. Na primeira, apresenta-se o setor monopolista do saneamento básico e os ganhos de escala em regiões mais urbanizadas, a fim de evidenciar a relação de características do setor de saneamento, como o fato deste ser um monopólio natural, com a taxa de urbanização (e população e densidade populacional). Na segunda, se discuti as falhas de mercado no setor monopolista que é o setor de saneamento básico, fazendo uma correlação entre a teoria microeconômica e as características econômicas e regulatórias do setor.

Na terceira, discute-se a possível relação entre a concentração do acesso aos serviços de saneamento básico e a hipótese da seletividade hierárquica, com o intuito de dar um suporte teórico e uma breve explicação do provável motivo da concentração dos serviços de saneamento básico. E na quarta, exibe-se a revisão de literatura compreendendo os principais autores que abordam o tema da presente pesquisa.

2.1. O setor monopolista do saneamento básico e os ganhos de escala em regiões mais urbanizadas

Em um mercado perfeitamente competitivo, o grande número de vendedores e compradores, faz com que, individualmente, estes não influenciem nos preços de mercado. Nesse caso, o mercado é guiado pelo mecanismo conhecido como “mão-invisível”, o qual tem como objetivo a promoção do bem-estar social, sem que haja um planejador central, ou seja, as empresas operam em um mercado competitivo, maximizando lucros e alcançando a eficiência. Considerando esse modelo de mercado, o qual não apresenta falhas, de acordo com o primeiro e segundo teorema do bem-estar social, os agentes chegam em uma situação impossível de aumentar ou diminuir o bem-estar do outro, ou seja, ocorre a alocação eficiente de Pareto (LUCINDA E BARRIONUEVO-FILHO,2004; HUNT, 2005).

Porém, crises históricas demonstram que esse pressuposto de que o livre mercado alcança sempre o ponto ótimo é incerto. Assim sendo, percebe-se que existem as chamadas falhas de mercado, que podem ser classificadas como:

externalidades (positivas ou negativas), informações assimétricas, bens públicos e poder de mercado (JUNIOR; DE CASTRO; PAGANINI, 2009).

Dentre essas falhas, o poder de mercado (ou monopólio) tem como perfil a atuação de uma ou poucas empresas no fornecimento de um produto ou na oferta de um determinado serviço (VARIAN, 1992). O setor de saneamento, especificamente, possui requisitos que o caracterizam como monopólio natural, tais como especificidade de ativos, necessidade de elevados investimentos e custos fixos. Essas características citadas, resultam em um setor que possui economias de escala¹ e de escopo². As economias de escopo, geram a explícita ineficácia em duplicação de redes, o que dificulta a atuação de duas empresas neste setor concomitantemente, inviabilizando uma competição em qualquer parte do processo produtivo. Assim, aliada à questão de que este é um serviço público essencial, é necessária uma regulação econômica e técnica, com as definições de normas relacionadas a regularidade, quantidade e qualidade na prestação de serviços, assim como a estrutura tarifária. Os preços definidos, têm como objetivo repassar aos usuários valores que garantam sustentabilidade econômica e poder de investimento, possibilitando uma alocação de recursos eficiente (FIANI, 1998; TUMA, 2005).

No estado de Minas Gerais, os serviços de coleta de esgoto e abastecimento de água são oferecidos, majoritariamente, por prestadores públicos (municipais ou estaduais). A principal característica da indústria de saneamento básico, assim como de outros serviços públicos de infraestrutura, é a presença de custos fixos elevados em capital altamente específico. Esta configuração qualifica a indústria em questão, segundo a teoria econômica, como um monopólio natural. Este, por sua vez, decorre da existência de economias de escala e, ou, de escopo, típicas da maioria dos serviços públicos de infraestrutura (GALVÃO JUNIOR; et al, 2009) . Em caso de economia de escala, o custo unitário cai à medida que se aumenta a produção; na economia de escopo, o custo de produzir produtos conjuntamente é menor do que produzi-los separadamente.

¹ As economias de escala são aquelas em que o aumento na produção resulta em uma queda do custo médio do produto.

² Já a economia de escopo acontece quando a redução nesse custo médio se dá pela produção conjunta de mais de um produto ou serviço, especificamente para o saneamento básico a oferta conjunta de água e esgotamento sanitário custará menos se oferecida pela mesma empresa.

Quanto maior o número de beneficiários e mais concentrados estiverem, menor será o custo desses serviços. No caso da população, essa relação pode decorrer também do número de contribuintes, que viabilizaria a provisão em função do pagamento de tarifas e de tributos.

Em cidades com maior nível populacional e maior índice de urbanização existe uma demanda elevada por serviços de saneamento, e com uma produção alta (com o intuito de atender a demanda), a tendência é de que o custo médio dos serviços se reduza, com tarifas mais baixas, mais pessoas podem ter acesso ao serviço sanitário, ou seja, conseguem arcar com a cobrança de tarifas impostas pelas prestadoras do serviço.

Não obstante, em regiões rurais, o que ocorre é exatamente o oposto. Segundo o Censo Demográfico (2010), os serviços de saneamento prestados à população residente na área rural são bastante deficitários. A população sem acesso aos serviços de saneamento localiza-se, predominantemente, nas áreas rurais isoladas, em municípios de pequeno porte (IPEA, 2010). Esse quadro reduz a atratividade dos investimentos em decorrência do maior montante necessário para prover os serviços em áreas mais distantes, com menor densidade populacional, menor escala e menor capacidade de pagamento (JÚNIOR; SAIANI, 2006).

Assim, aliada à questão de que este é um serviço público essencial, é necessária uma regulação econômica e técnica, com as definições de normas relacionadas a regularidade, quantidade e qualidade na prestação de serviços, assim como a estrutura tarifária (FIANI, 1998; TUMA, 2005). Dada a característica do mercado de monopólio, a tendência é a de que haja uma concentração de empresas prestadoras do serviço. Uma empresa prestadora de saneamento básico pode ofertar os serviços de saneamento para a população das cidades vizinhas. Sendo que a maioria destas empresas são públicas, já que não há muitos estímulos a entrada de empresas privadas no setor em decorrência deste se caracterizar um monopólio natural.

A tendência da concentração das empresas prestadoras do serviço pode gerar uma concentração do acesso a este serviço por parte da população. Algumas características econômicas do setor de saneamento pode corroborar para isso, como: custo fixo elevado o que repercuti em pouca flexibilidade para a periodização dos investimentos; e assimetria de informações, o que refleti na dependência dos demais atores do setor nas informações técnicas e econômico-financeiras disponibilizada pelas concessionárias (GALVÃO JUNIOR; et al, 2009).

2.2. Falhas de mercado

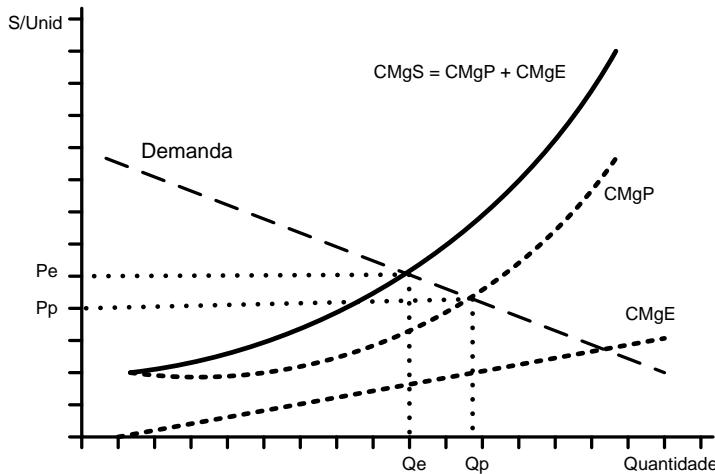
A teoria tradicional microeconômica considera que, estabelecidos alguns pressupostos básicos, os mercados poderiam funcionar perfeitamente sem qualquer intervenção estatal, de modo que os preços e as quantidades estabelecidos neles seriam de eficiência econômica. Entretanto, a dificuldade em verificar os pressupostos empiricamente e as repetidas crises sistêmicas pelas quais passaram as sociedades revelam que os mercados apresentam falhas de funcionamento que justificariam a intervenção pública desde a regulação econômica dos mercados até a entrada do Estado na produção de bens e serviços.

As falhas de mercado podem ser classificadas em: externalidades (positivas ou negativas), informação assimétrica, bens públicos e poder de mercados.

Para Pindyck e Rubinfeld (2010, p. 576), externalidade é a “ação de um produtor ou consumidor que afeta outros produtores ou consumidores, mas que não é considerada no preço de mercado”, ou seja, as externalidades podem ser entendidas como consequências econômicas do consumo ou da produção que não podem ser percebidas pelo mercado e, portanto, não entram na função custo das empresas (externalidade negativa) ou na função de benefícios (externalidade positiva) sociais, ou seja, os efeitos do consumo ou da produção, como, por exemplo, a poluição, não têm mercado e, apesar de causar custos à sociedade, o poluidor não paga por isso e assim produz em excesso.

O custo marginal da produção, que é o custo adicional por unidade produzida, pode ser dividido em duas partes: o custo marginal privado (CMgP) e o custo marginal externo (CMgE) que, somados, formam o custo marginal social (CMgS). O custo marginal privado mede os custos da empresa ao elevar cada unidade produzida, enquanto o custo marginal externo mede o custo gerado pela mesma produção, mas que não é absorvido pela empresa (como a poluição), mas percebido pela sociedade. Dessa forma, na determinação do preço de mercado não entram os custos externos e o preço (P_p) fica abaixo do custo marginal social (P_e) elevando o nível de produção (Q_p) para além do nível de eficiência social (Q_e), conforme a Figura 1.

Figura 1 – Externalidade e ineficiência de mercado



Fonte: Elaboração própria do autor

Assim, o preço vigente no mercado não serve como indicador preciso de escassez do bem ou serviço, ou seja, o preço é igual ao custo marginal privado, mas inferior ao custo marginal social - aquele que é suportado por toda sociedade. Portanto, o mercado funciona com ineficiência econômica na presença de externalidades negativas, produzindo mais do que o nível socialmente desejado.

No saneamento básico a externalidade positiva surge devido ao significativo impacto sobre a saúde da população, uma vez que o maior acesso à água tratada e esgotamento sanitário reduz o risco de contaminações principalmente de crianças. Portanto, a oferta desse serviço eleva o bem-estar da população ao mesmo tempo em que reduz os custos sobre o sistema público de saúde.

Outra falha de mercado é a informação assimétrica que, segundo Pindyck e Rubinfeld (2010, p. 550), é a “situação na qual o comprador e o vendedor possuem informações diferentes sobre uma transação”, ou seja, ela surge quando o comprador ou o produtor (vendedor) de um bem ou serviço possui informação privilegiada acerca do bem ou serviço que o beneficia; a posse de um maior nível de informação influencia o preço para um nível diferente da condição de eficiência de Pareto.

No saneamento básico, a empresa de abastecimento de água possui informação privilegiada em comparação à agência reguladora (quando esta existe), a qual desconhece a qualidade das redes distribuidoras de água e de coleta de esgotos e, portanto, os principais ativos da empresa monopolista; informação esta que só pode ser prestada pela companhia. Isto eleva a complexidade da mensuração do capital investido pela empresa e, por conseguinte, da proposição de um arcabouço regulatório mais preciso. Nesses casos, serão necessários custos adicionais para

gerar ou nivelar as informações, o que nem sempre é viável economicamente, uma vez que o custo de obtenção pode ser maior do que os benefícios gerados.

Outra falha de mercado são os chamados bens públicos, que, para Varian (2006, p. 720), é apenas uma forma particular de externalidade.

[...] os bens públicos são exemplos de um tipo particular de externalidade de consumo: toda pessoa é obrigada consumir a mesma quantidade do bem. Eles são um tipo especialmente perturbador de externalidade porque as soluções de mercado que os economistas gostam tanto não funcionam bem na alocação de bens públicos. As pessoas não podem comprar quantidades diferentes de defesa pública, têm de decidir, de alguma forma, por uma quantidade comum.

Os bens públicos são não exclusivos, ou seja, não se pode excluir ninguém do consumo (ou uso); por exemplo, um serviço de combate a mosquitos em uma determinada região não pode ser oferecido no mercado, pois não é possível cobrar de cada morador pelo serviço e não há como excluir dos serviços aqueles que não têm disposição a pagar; todos os moradores daquela região serão beneficiados (efeito carona). Outra característica dos bens públicos é que são não disputáveis, ou seja, o custo marginal de prover o bem para um consumidor adicional é zero para qualquer nível de produção. Como exemplos, têm-se: estradas, farol marítimo, televisão aberta etc.

O conjunto dessas características impede o funcionamento pleno de um mercado, pois impossibilitam a captação da disposição a pagar dos usuários. Nesses casos, o Estado passa a oferecer o bem ou serviço a partir de recursos orçamentários, os quais todos pagam de forma indireta via impostos, taxas ou contribuições.

E, finalmente, o poder de mercado ou competição imperfeita, que é uma falha de mercado que ocorre quando um produtor ou um grupo de produtores ou consumidores exerce poder de mercado fixando o preço acima do custo marginal (monopólio e oligopólio) ou abaixo do valor marginal (monopsônio e oligopsônio). Nesses casos, seria necessária a intervenção pública com objetivo de incentivar a concorrência ou coibir a monopolização de tal modo a pressionar o preço para próximo do nível competitivo.

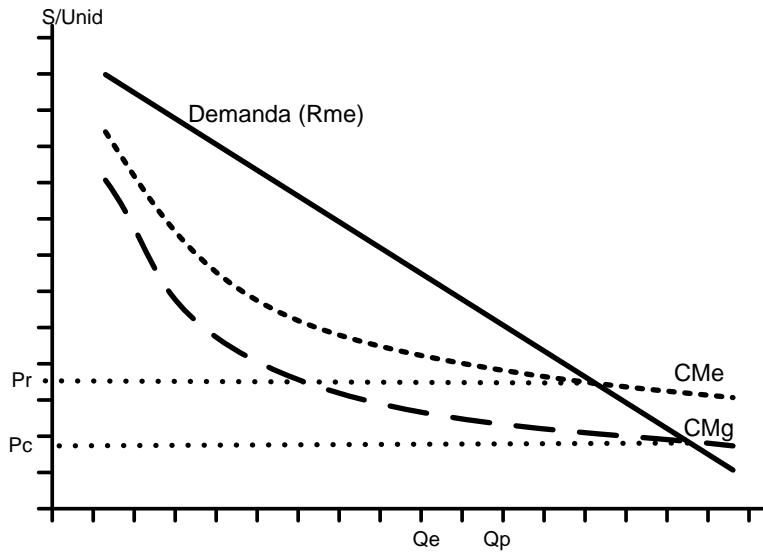
Empresas monopolistas desfrutam de demanda inelástica, de modo que conseguem auferir rendas econômicas significativas. Um caso particular do monopólio é o monopólio natural, assim denominado por não ser possível a existência de concorrência, dado que o setor exige custos fixos elevados aliados a uma função de produção geradora de economias de escala, ou seja, as curvas de custo médio e custo marginal são decrescentes para qualquer nível de produção relevante de mercado.

Conforme a Figura 2, nessas condições, o custo marginal (CMg) estará sempre abaixo do custo médio (CMe), ou seja, se se tenta restabelecer competição neste mercado, a condição de equilíbrio ($CMg=RMe$) implicaria em um preço (Pc) menor que o custo médio, assim, com essa perspectiva de prejuízo econômico, nenhuma empresa se arriscaria a entrar neste mercado e não haveria oferta.

Nessas condições, faz-se necessária a regulação econômica do setor. Para Pinto Junior e Fiani (2002, p. 515), “Define-se regulação como qualquer ação do governo no sentido de limitar a liberdade de escolha dos agentes econômicos.”

A regulação de preço surge como forma de se evitar o ônus do monopólio sem inviabilizar a oferta do bem ou serviço. Nos setores de infraestrutura, a regulação de preços ou tarifas (Pr) deveria ser realizada de modo que Pr se iguale ao custo médio (conforme Figura 2), quando, então, o monopolista não desfrutaria de lucro econômico nem de prejuízo; no entanto, na prática, a definição da função custo não é tão trivial, devido às percepções subjetivas do regulador e do regulado, como também a dificuldades de mensurar custos de domínio da empresa.

Figura 2 – Monopólio natural com regulação de preço



Fonte: Elaboração própria

No setor de saneamento básico, além das economias de escala, há também economias de escopo, quando a oferta conjunta de água (A) e esgotamento (E) pela empresa x custa menos do que ofertar água pela empresa y e esgotamento pela empresa z, ou seja, não há viabilidade econômica na desintegração vertical com vistas à elevação da concorrência e da eficiência econômica.

2.3. Problema da concentração do acesso aos serviços de saneamento básico e a hipótese da seletividade hierárquica

Os índices de abastecimento de água e coleta de esgoto distribuem-se desigualmente no país, com desequilíbrios entre: áreas urbanas e rurais; grandes centros, periferias e municípios do interior; grandes macrorregiões geográficas; e domicílios com diferentes níveis de renda. Evidências nesse sentido são sinalizadas por: Barat (1998), Mejia, et al. (2003), de Mendonça, at al. (2003), da Motta (2004), Rezende at al. (2007), Saiani e Toneto Júnior (2010), Leonetiet et al. (2014), e Rodrigues at al (2019).

Em relação aos menores índices de acesso a serviços de saneamento básico entre a população mais pobre, Rezende et al. (2017) apontam que estes se devem às menores capacidades de pagamento – tarifas, se houver cobrança e gastos para a conexão às redes. No entanto, Bichir (2009), Marques (2000, 2006), Marques e Bichir (2001) e Saiani et al. (2013a) defendem que tal problema não pode ser explicado só pela capacidade de pagamento dos usuários. Outros aspectos determinariam a

concentração do acesso nos mais ricos, como diferenças de preferências e motivações políticas.

O acesso a serviços de saneamento básico depende, pelo lado da oferta, de políticas públicas (posto que, a provisão do serviço é predominante pública) que expandam as infraestruturas para a oferta, mas também, pelo lado da demanda, das capacidades dos usuários de apreciarem os benefícios derivados do acesso aos serviços e de pagarem por ele – cobrança direta, caso exista, ou gastos com a conexão às redes de abastecimento de água e coleta de esgoto (RESENDE, et al, 2007).

Mais especificamente, por se tratar de um setor no qual a provisão pública é preponderante, os aspectos políticos influenciariam o problema. Uma hipótese da Sociologia é a de que poderia existir Seletividade Hierárquica das Políticas (SHP), no sentido de que algumas políticas seriam adotadas para beneficiar prioritariamente, os grupos sociais mais ricos e escolarizados; posteriormente, beneficiariam os demais cidadãos (MARQUES, 2000).

Segundo tal hipótese, em função de grupos de interesse, conflitos de classes, cultura técnica dos funcionários públicos, objetivos político-eleitoral ou viabilidade econômica; políticas atenderiam prioritariamente os mais ricos e escolarizados ou áreas que tenderiam a concentrar esta parcela da população; depois se voltariam às demais pessoas (MARQUES (2000); MARQUES e BICHIR (2001); BICHIR (2009); SAIANI et al (2013); SAIANI e OLIVEIRA (2018)).

No caso das preferências, De Mendonça et al (2003) advogam que as pessoas de menor escolaridade (e, consequentemente, renda) podem não demandar serviços de saneamento por não conseguirem valorizar seus benefícios. Já para motivação política, tem-se a hipótese da seletividade hierárquica. Esta advoga que políticas de avanço do acesso a saneamento beneficiariam, primeiramente, os mais ricos e escolarizados, depois se voltariam aos mais pobres. Para o autor, essa visão de mundo está presente nos governantes brasileiros. O Plano Nacional de Saneamento (PLANASA), foi um modelo centralizado de financiamento de investimentos em saneamento, implementado no período do regime militar. Não obstante, as desigualdades de acesso a saneamento foram aprofundadas, pois os governantes e a burocracia direcionaram os maiores montantes de investimento para as regiões mais desenvolvidas do país (Sul e Sudeste).

Outra provável justificativa para a seletividade das políticas é apontada por Saiani; *et al* (2013) . Trata-se da possibilidade dos governantes buscarem beneficiar, prioritariamente, os mais ricos e educados pela pressão política que esses indivíduos podem exercer. De modo geral, pessoas mais escolarizadas possuem conscientização dos seus diretos e tendem a cobrar mais os governantes pela boa prestação do serviço público. Parte-se da premissa de que o nível de educação é correlacionado ao nível de renda e que os indivíduos mais educados são, geralmente, mais envolvidos na política (BREZIS; *et al*, 1999) , o que gera mais incentivo para que os governantes os beneficie. Já os mais pobres possuem menor influência na tomada de decisões e, por isso, são os últimos a terem acesso a saneamento.

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)).

Saiane (2013) verificou a relação entre a desigualdade de acesso aos serviços de saneamento ambiental e a renda dos domicílios e se a desigualdade de acesso é influenciada por outras variáveis relacionadas à oferta dos serviços, em especial, pelos aspectos políticos. 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 de esgoto; e nos serviços de abastecimento de água.

Menezes et. al. (2016), por meio de estimações com dados em painel de municípios brasileiros nos anos de 1991, 2000 e 2010, averiguou a existência de seletividade nas políticas públicas voltadas ao saneamento, em termos de diferenças dos acessos aos serviços e em função da renda; efeitos das privatizações sobre o acesso e sua equidade. Em seu estudo, o autor afirma haver inexistência de

seletividade hierárquica das políticas e dos investimentos em função das rendas dos indivíduos na provisão privada dos serviços de saneamento básico no Brasil. Diferentemente dos provedores públicos, os provedores privados não seriam influenciados pela motivação dos governantes de maximizar oportunidades eleitorais.

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), Marques (2006), Marques et al (2001), Bichir (2009) Saiani; et al (2013), Saiani e Oliveira (2018).

2.4. Revisão de literatura

Nesta seção é apresentada uma revisão da literatura sobre as principais discussões que embasam o estudo. Alguns autores realizaram, no Brasil, uma Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), fazendo uma correlação com processo de regionalização dos serviços de saneamento básico, que é o agrupamento de municípios para provisão em conjunto dos serviços de saneamento. De modo geral, a AEDE mostra qual a distribuição no espaço de indicadores de abastecimento de água, de coleta de lixo e de esgotamento sanitário.

Dantas (2012) apresentou dados, análises e sínteses que mostrem um panorama da situação do saneamento em cada região do Brasil, com relação ao abastecimento de água, coleta de esgoto e tratamento de esgoto em 2007. A partir de dados do Sistema Nacional de Informações em Saneamento, foram elaboradas planilhas sintéticas em relação a abastecimento de água, coleta de esgoto e tratamento de esgoto para as cinco regiões do Brasil, bem como para o Brasil como um todo. As análises mostraram que o Brasil tem feito maiores investimentos para a adequação do abastecimento de água. No entanto, quanto à coleta de esgoto, ainda há que se investir nos municípios, já que só será possível o pleno tratamento de esgotos e a qualidade ambiental se os esgotos forem devidamente coletados e encaminhados para tratamento.

Costa (2013) analisa a evolução dos prestadores de serviços de saneamento do estado de Minas Gerais entre os anos de 2005 e 2010 com base nos indicadores do Sistema Nacional de Informações em Saneamento (SNIS). Foram definidos parâmetros técnicos para a análise dos indicadores, classificados os resultados como satisfatórios (verdes) ou insatisfatórios (vermelhos). O Triângulo, o Oeste de Minas e a Zona da Mata apresentaram médias satisfatórias quanto a coleta de esgoto; as demais mesorregiões apresentaram médias consideradas insatisfatórias. Os indicadores apresentaram resultados extremamente satisfatórios em termos de qualidade, coliformes totais (IN084), perdas na distribuição (IN049) e atendimento de água (IN023) para todo o estado, sendo todas as médias classificadas na categoria verde. Esta categorização atende a concepção da Regulação Sunshine, trazendo à tona o monitoramento do progresso das ações no setor de saneamento em Minas Gerais.

Hora (2015) realiza uma avaliação da eficiência dos serviços de saneamento básico nos municípios do estado do Rio de Janeiro, verificando as hipóteses sobre a correlação da eficiência com a renda do município, a concentração da população em zona urbana ou rural e a proximidade do município com a capital Rio de Janeiro. Para tal, são utilizados dados públicos do Sistema Nacional de Informação sobre o Saneamento (SNIS), e dados do censo de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A técnica da Análise Envoltória de Dados (DEA) é aplicada, e o resultado é correlacionado com as variáveis de interesse, e testes de hipótese são aplicados. Vários municípios possuem desempenho pífio por ausência de serviço de esgotamento sanitário, mas os resultados apontam que nem sempre a proximidade com a capital é relevante para a eficiência dos serviços de água e esgoto. Estatisticamente comprova-se que a população urbana possui melhores serviços de água e esgoto do que a população rural e que a renda do município, expressa pelo indicador do PIB per capita, de nenhum modo influencia a eficiência dos serviços avaliados.

Verson, et al. (2015) também investigou a evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo, porém, nos municípios do estado do Paraná, para os anos de 2006 e 2013. O estudo discute os efeitos da Lei de Saneamento Básico, de 2007, nos municípios paranaenses. Utilizou-se a metodologia de Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) para identificar os coeficientes univariados I de Moran, os

diagramas de dispersão e os mapas de clusters das variáveis dos municípios. Os dados foram retirados do Departamento de Informática do SUS (DATASUS), do Ministério da Saúde. Observou-se, com relação ao abastecimento de água e coleta de lixo, além de elevação no acesso, também uma redução na dispersão ao longo do período analisado indicando uma possível convergência entre os municípios no acesso a esses serviços. Já com relação ao esgotamento sanitário, junto com a elevação no acesso, ocorreu um aumento na dispersão ao longo do período, o que pode indicar que houve um crescimento desigual entre os municípios no acesso ao serviço de esgoto. Em relação à existência de dependência espacial no acesso aos serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta lixo, identificou-se uma estrutura espacialmente concentrada, com a presença de clusters do tipo Alto-Alto, localizados, principalmente, em torno de regiões que apresentam grande aglomeração urbana e densidade populacional.

Verson; et al. (2017) analisou a evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo, nos municípios do estado do Paraná, entre os anos de 2006 e 2013. O estudo discute os efeitos da Lei de Saneamento Básico de 2007 nos municípios paranaenses. Utilizou-se a metodologia de Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) para identificar os coeficientes univariados I de Moran, os diagramas de dispersão e os mapas de clusters das variáveis dos municípios. Os dados foram do Departamento de Informática do SUS (DATASUS), do Ministério da Saúde. Como conclusão, pôde-se inferir que houve evolução no acesso aos serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo. No abastecimento de água e coleta de lixo deu-se uma elevação no acesso, houve também uma redução na dispersão ao longo do período analisado indicando uma possível convergência entre os municípios no abastecimento. Com relação ao esgotamento sanitário ocorreu uma elevação no acesso e houve um aumento na dispersão ao longo do período.

Rodrigues (2019) analisou a evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo, nas microrregiões brasileiras nos anos de período de 2006 e 2013. Utilizou-se a metodologia de Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) para identificar os coeficientes univariados I de Moran, os diagramas de dispersão e os mapas de clusters das variáveis dos municípios. Os dados foram retirados do Sistema de Informação de Atenção Básica (SIAB), disponibilizado pelo Departamento de

Informática do SUS (DATASUS), do Ministério da Saúde. A análise dos resultados permite inferir que há forte concentração espacial no acesso aos serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo. Foi observada uma evolução no acesso aos serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo. Verificou-se na análise que as regiões Norte e Nordeste apresentaram maior carência de saneamento básico e o serviço de esgoto sanitário foi o que teve a menor evolução de atendimento.

Oliveira, *et al.* (2020) verificou a existência de dependência espacial nos serviços de abastecimento de água, coleta e tratamento de esgotos e seu impacto sobre o processo de regionalização dos serviços de saneamento básico. A dependência espacial foi verificada por meio do I de Moran, com os dados do SNIS, em 2010 e 2018, para todos os municípios brasileiros. Os resultados para o I de Moran de todas as variáveis foram positivos e significativos, indicando a existência de dependência espacial para os serviços de saneamento, bem como a indicação de padrão de concentração espacial das variáveis. Assim, os valores positivos de atendimento de agua, coleta e tratamento de esgoto e de desempenho financeiro reforçam que quando for definida a regionalização dos serviços será necessário levar em consideração que os municípios próximos apresentam características semelhantes, o que pode dificultar a prática dos subsídios cruzados, podendo ser formadas regiões apenas com municípios pobres, em que os ganhos de escala não sejam suficientes para alcançar o equilíbrio econômico financeiro necessário para que sejam realizados os investimentos em expansão na cobertura dos serviços.

Na presente seção apresenta-se também uma revisão dos principais estudos empíricos que analisaram a relação entre qualidade do acesso ao saneamento básico e as características socioeconômicas. No geral, alguns estudos internacionais, que serão mostrados a seguir, buscam entender os determinantes da qualidade e acesso a saneamento básico. E também, como os fatores socioeconômicos podem determinar o nível de concentração ou dispersão do acesso aos serviços de saneamento básico.

Koskei *et al.* (2013) realizou um estudo sobre os efeitos de fatores socioeconômicos no acesso a fontes de água melhoradas e saneamento básico no município de Bomet (capital do Quênia). Foi realizado um estudo para determinar a relação entre fatores socioeconômicos e acesso a água melhorada e saneamento básico. Um método de amostragem aleatória multiestágio foi usado para obter a

amostra. O questionário foi o principal instrumento de coleta de dados. A análise dos dados foi feita por meio do Statistical Package for the Social Sciences (SPSS). O teste Qui-Quadrado, com nível de significância de 5%, foi usado para analisar os fatores socioeconômicos que determinaram o acesso domiciliar a água e saneamento melhorados. Os resultados mostram que as características dos domicílios, como ocupação e nível de escolaridade do chefe do domicílio, têm forte impacto sobre o tipo de fonte de água (fonte de água potável e não potável) utilizada pelo domicílio, conforme indicado pelo nível de significância de 0,01.

Adams; et al, (2016), usando a Pesquisa Demográfica e de Saúde de Gana de 2008, investigou os fatores socioeconômicos e demográficos associados ao acesso à água potável e melhores instalações sanitárias. Os modelos lineares generalizados revelaram que renda, educação, o tamanho do agregado familiar e a região são indicadores significativos de melhoria do acesso à água e ao saneamento. Vale ressaltar que, essa pesquisa foi realizada na África Subsaariana, onde os níveis de cobertura de água potável e saneamento são historicamente baixos. Portanto, a necessidade de resolver o problema exige uma compreensão adequada da dimensão socioeconômica.

Mulenga; et al. (2017) examinou as desigualdades e os determinantes do acesso à água e saneamento entre as famílias rurais e urbanas. Analisou o conjunto de dados domiciliares das Pesquisas Demográficas e de Saúde da Zâmbia, de 2013 a 2014 (ZDHS). As variáveis consistiram no tipo de local dos domicílios de residência (urbana/rural), tamanho da família (de um a cinco membros, de seis a dez membros, onze membros ou mais); sexo do chefe de família (masculino ou feminino), idade do chefe da família (de quinze a trinta e quatro anos, de trinta e cinco a cinquenta e quatro anos e mais de cinquenta e cinco anos), região de residência (Central, Copperbelt, Leste, Luapula, Lusaka, Muchinga, Norte, Noroeste, Sul e Oeste) e riqueza. Para determinar a distribuição percentual, as desigualdades e os determinantes do acesso a melhores condições de água e esgoto, o estudo utilizou análise univariada, o índice de concentração de Erreygers (E) e a regressão logística, respectivamente. Os resultados mostram que o acesso a água melhorada e o saneamento está concentrado entre as famílias mais ricas e aumenta com o aumento da riqueza tanto nas áreas rurais quanto nas áreas urbanas. Além disso, o estudo mostrou que o índice de riqueza, sexo do chefe da família, região e tipo de local de residência foram todos positivamente associados ao acesso a saneamento melhorado.

Abubakar (2017) examina o acesso a instalações sanitárias na Nigéria e explora os fatores socioeconômicos e locacionais que influenciam o tipo de instalação usada pelas famílias nigerianas. O estudo utiliza dados transversais de 2013, do Nigéria Demographic and Health Survey, e emprega estatística descritiva e inferencial para análise de dados. Os resultados da análise qui-quadrado e ANOVA revelaram diferenças estatísticas significativas entre o tipo de instalações sanitárias utilizadas e o local de residência, zona, etnia, nível educacional e riqueza. Os resultados da regressão multivariada indicaram que o tipo de instalação sanitária domiciliar está significativamente associado aos fatores mencionados.

Luo, et al. (2018) analisou as características espaço-temporais do saneamento rural melhorado em 30 províncias chinesas, durante o período de 2006-2015, e analisou os fatores que podem afetar as taxas de saneamento melhorado na China rural. As autocorrelações espaciais das taxas de saneamento melhorado foram calculadas primeiro via I de Moran Global e Local. A posteriori, o modelo de painel espacial foi empregado para examinar os potenciais fatores socioeconômicos que afetam a melhoria do saneamento. Os resultados das autocorrelações espaciais sugeriram que as mudanças provinciais nas taxas de saneamento melhoradas afetam tanto as próprias províncias quanto as regiões adjacentes. A análise do modelo de painel espacial revelou que fatores como PIB per capita, proporção de investimento, abastecimento centralizado de água, gastos dos moradores rurais foram positivamente associados à melhoria das taxas de saneamento. Fatores socioeconômicos afetaram a taxa de melhoria do saneamento em 30 províncias na zona rural da China.

Gomes et al. (2019) estudam fatores socioeconômicos que são determinantes para o aumento do acesso à água nas áreas rurais de países de baixa e média renda. A abordagem econométrica procura analisar a relação entre uma variável dependente (acesso a água) e variáveis independentes (características socioeconômicas). Como há informações para diferentes países (informações de corte transversal) e ao longo do tempo (informações de séries temporais), o conjunto de dados está organizado na forma de dados em painel. Os fatores socioeconômicos são renda per capita, taxa de conclusão de mulheres no ensino primário, tamanho da agricultura, nível de assistência social, crescimento da população rural; e seis indicadores de governança, tais como, estado de direito, voz e responsabilidade, estabilidade política, controle da corrupção, eficácia do governo e qualidade regulatória. Um modelo linear de efeitos

fixos foi escolhido para as regressões no conjunto de dados global e nos países de renda média-alta. Os fatores socioeconômicos, como crescimento populacional, renda e educação, possuem relação com o acesso à água. A renda nacional bruta (RNB), a taxa de conclusão primária dos estudos para mulheres, a porcentagem de valor agregado que a agricultura contribui para o PIB e o crescimento populacional nas áreas rurais foram considerados determinantes para o acesso à água nas zonas rurais.

Depois de percorrer a literatura, chega-se à conclusão de que há um importante papel de vários fatores socioeconômicos no acesso a água potável segura e à melhores instalações sanitárias. Considerando os trabalhos acima citados, pode-se concluir que algumas características socioeconômicas e físicas dos espaços são determinantes para o padrão de concentração do acesso aos serviços sanitários. De modo que, regiões nas quais a taxa de urbanização, a renda e a educação, por exemplo, são altas tendem a concentrar melhores indicadores de acesso a saneamento básico.

3. MÉTODOLOGIA

Neste presente estudo será utilizada, como ferramental metodológico, a econometria espacial, posto que os modelos tradicionais de regressão linear não atendem ao fato da existência de autocorrelação e de heterogeneidade espaciais. Dessa forma, a econometria espacial é utilizada quando uma variável de uma determinada localidade influencia a mesma (ou outra) característica em uma localidade geograficamente próxima (vizinha). Ou seja, a econometria espacial servirá para entender se a variável de esgotamento sanitário de uma cidade influencia a variável de esgotamento sanitário de outra cidade.

Analisar-se-á a distribuição espacial as variáveis relacionadas ao saneamento básico nos municípios mineiros e verificar-se-á a existência, ou não, de dependência espacial, dadas as características socioeconômicas. Para chegar ao objetivo proposto, será realizada uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) tendo como aporte metodológico, a econometria espacial (o modelo proposto).

Ademais, por meio de uma análise de regressão utilizando-se SUR Espacial, será desenvolvida uma relação entre índices de atendimento de água (variável dependente) e as variáveis socioeconômicas como educação, pib, pobreza, investimentos em saneamento, infraestrutura e saúde entre outras (variáveis dependentes). Esta relação, de maneira análoga, será desenvolvida também para o índice de atendimento de esgoto (também variável dependente). O intuito da aplicação de uma análise de regressão, de uma maneira geral, é mensurar a relação entre uma determinada variável de resposta dependente (Y) e um conjunto de variáveis explicativas independentes (x_1, x_2, \dots).

Em síntese, a seção 3.1 apresenta uma descrição das variáveis que serão utilizadas tanto na regressão espacial quanto na análise exploratória de dados espaciais. Em seguida, a seção 3.2 apresenta a análise exploratória de dados espaciais dos índices de atendimento de água e de esgoto. E, por último, a seção 3.3 apresenta os determinantes dos índices de atendimento de água e de esgoto.

3.1 Fonte de dados e características da amostra

Nesta seção, serão apresentadas as informações a respeito dos dados coletados, estes são oriundos de duas fontes: a primeira refere-se à malha de municípios georreferenciado de Minas Gerais (arquivo shapefile), disponível no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); a segunda consiste na base das informações estatísticas das variáveis da equação (1) extraídas do Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS) e do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) do ano de 2019, para os 853 municípios mineiros. Para se colocar em prática a parte metodológica da presente pesquisa, utilizar-se-á o software Geoda, para a AEDE, e o software R, com o intuito de estimar o modelo proposto.

O Quadro 1, a seguir, apresenta as variáveis que serão utilizadas tanto na AEDE quanto na estimativa do modelo regressão. No modelo de regressão espacial serão utilizadas todas as variáveis apresentadas no Quadro 1, enquanto que, na AEDE serão utilizados apenas os índices de atendimento total de água e de esgoto.

Quadro 1: Variáveis utilizadas na AEDE e na estimativa do modelo de regressão espacial

Variável	Descrição	Fonte	Sinal Esperado
IN055_Índice de atendimento total de água	$100 \times \frac{AG001}{GE12a}$ <p>AG001: População total atendida com abastecimento de água</p> <p>GE12a: População total residente do(s) municípios com abastecimento de água, segundo o IBGE</p>	SNIS 2019	Variável dependente
IN056 - Índice de atendimento total de esgoto	$100 \times \frac{ES001}{GE12a}$	SNIS 2019	Variável dependente

	ES001: População total atendida com esgotamento sanitário G12B: População total residente do(s) município(s) com esgotamento sanitário, segundo o IBGE		
Pib per capita	$PIBpc = \frac{\text{Pib bruto do município}}{\text{População total do município}}$	IMRS 2019	Positivo
Gasto per capita com habitação	Valor dos gastos orçamentários apresentados nas Prestações de contas Anuais (PCA) realizadas nas subfunções Habitação Rural e habitação Urbana, dividido pela população total do município	IMRS 2019	Positivo
Educação	Indicador de acesso das crianças ao ensino fundamental. É a razão entre o número de crianças na faixa etária indicada para o fundamental matriculadas nesse nível de ensino e o número total de crianças nessa faixa etária, multiplicada por 100	IMRS 2019	Positivo
Pobreza	Percentual de pessoas pertencentes às famílias beneficiárias do Bolsa Família ³ – Razão entre pessoa pertencentes à famílias beneficiárias do Bolsa Família e a população total do município, multiplicado por 100	IMRS 2019 ⁴	Negativo
Taxa de urbanização	Razão entre o número total de pessoas residentes na área urbana do município e a sua população residente total	IMRS 2019	Positivo
Índice de Esforço de gestão das	Esse índice é composto pelo somatório de três outros índices: Índice de abrangência da Lei Municipal	IMRS	Positivo

³ 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).

⁴ Ministério da Cidadania. Secretaria de avaliação e gestão da informação

políticas de saneamento básico	de Saneamento, Existência de Conselho Municipal de Saneamento e Índice de abrangência do Plano Municipal de Saneamento. O índice varia de 0 a 1 e quanto mais próximo de 1, maior é o esforço que o município faz na gestão do saneamento básico	2019	
COPASA	Municípios cuja COPASA opera sozinha ou conjuntamente com outros prestadores são indicados por 0, municípios cuja prestadora do serviço é local e a COPASA não opera são indicados por 1	IMRS 2019	Negativo
Gasto per capita com infraestrutura	Valor dos gastos orçamentários apresentados nas Prestações de contas Anuais (PCA) realizadas em infraestrutura, dividido pela população total do município	IMRS 2019	Positivo
Gasto per capita com atividades em saúde	Valor dos gastos orçamentários apresentados nas Prestações de contas anuais (PCA) realizados nas subfunções Atenção Básica, Vigilância Sanitária, Assistência Hospitalar e Ambulatorial, Suporte Profilático e terapêutico, Vigilância epidemiológica dividido pela população total do município	IMRS 2019	Positivo

Fonte: elaboração própria.

Como exposto anteriormente, as variáveis citadas acima, serão abaixo associadas à literatura, para uma maior segurança em relação a correta estimativa do modelo e sua interpretação:

i) Variável dependente:

Os índices de atendimento total com os serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário são calculados adotando-se a população atendida, informada pelos prestadores de serviços, e a população total residente, estimada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE⁵ (SNIS, 2019).

Cabe salientar que, no SNIS, o atendimento com os serviços refere-se ao acesso por meio de rede geral de distribuição de água ou rede coletora de esgotos (rede pública). Portanto, não são incluídas as formas de acesso ao abastecimento de água e ao esgotamento sanitário que se utilizam de soluções individuais ou

⁵ A população total é estimada anualmente pelo IBGE, em atendimento ao dispositivo da Lei n.º 8443, de 16 de julho de 1992, para todos os municípios e para as Unidades da Federação, que observa a tendência de crescimento populacional dos municípios, entre dois Censos Demográficos consecutivos.

alternativas, bem como não devem ser consideradas as ligações domiciliares de esgoto às redes de drenagem de águas pluviais (SNIS, 2019).

Os índices de atendimento de água e de esgoto foram utilizados como variáveis dependentes do modelo de regressão espacial e estes mesmos índices foram aplicados na realização da AEDE. Dentre o acervo de variáveis disponíveis do SNIS (2019), foram coletadas aquelas variáveis que mais se aproximam das variáveis dependentes dos modelos de regressão propostos pelos trabalhos internacionais.

Adams, *et al.* (2016) utilizou modelos lineares generalizados que revelam que renda, educação, o tamanho do agregado familiar e a região são indicadores significativos de melhoria do acesso à água e ao saneamento em Gana. As variáveis de melhoria do acesso à água e ao saneamento (variáveis dependentes) são: ‘fonte de água potável’, “instalações de saneamento” e “tempo até a fonte de água em minutos”. A variável ‘fonte de água potável’ foram divididos em fontes melhoradas e fontes não melhoradas. Fontes melhoradas de água englobam água canalizada para a habitação, torneira pública ou fontanário, poço tubular ou escavado, nascente protegida e água da chuva. Fontes não aprimoradas incluíam fontes desprotegidas poço cavado, nascente desprotegida e principalmente fontes de água de superfície, como rios, lagoas e córregos. O saneamento foram segregados em saneamento melhorado e não melhorado saneamento. As instalações sanitárias melhoradas abrangem fossas sépticas, fossas latrina com laje, fossa melhorada ventilada (VIP) e banheiro de compostagem enquanto não melhorada instalações compostas por latrinas de fossa sem laje, latrinas, e defecação a céu aberto no mato ou no campo.

Luo; *et al.*(2018) utiliza a taxa de saneamento melhorado (ISR), que reflete a qualidade do saneamento das áreas rurais da China. A ISR é utilizada como variável dependente da regressão espacial e como variável de análise na AEDE. Os resultados das autocorrelações espaciais sugeriram que as ISR de afetam tanto as próprias províncias como as províncias adjacentes. A análise do modelo de painel espacial revelou que fatores como PIB per capita, investimento proporcional, abastecimento de água centralizado, gastos dos moradores rurais foram associados positivamente com melhores taxas de saneamento (ISR), e a taxa de analfabetismo de pessoas com mais de 15 anos foi negativamente relacionada com melhores taxas de saneamento.

ii) Variáveis independentes:

Em estudos separados usando análise de cluster ou de regressão, os países com maior cobertura de saneamento estavam associados a maior urbanização, níveis educacionais, tamanho da população e densidade populacional e níveis mais baixos de desigualdade (ARIMAH, 2005; ANAND, 2006; (RUDRA, 2011); PULLAN et al., 2014; ADAMS et al., 2015).

- I. Educação - Foi observada uma correlação positiva entre o sucesso da educação e do saneamento, sugerindo que as pessoas educadas entendem os efeitos do saneamento precário e, portanto, fazem decisões apropriadas sobre investimentos em saneamento (RODGERS et al., 2007; ADAMS et al.).
- II. Pobreza - 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 in-timamente relacionado ao perfil de renda dos consumidores, tendo em vista a capacidade de pagamento (tarifas), para obtenção desses serviços (SAIANI, 2006).
- III. Taxa de urbanização - 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 atingida. 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.
- IV. PIB per capita - 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. Da mesma forma, que países que possuem renda maior estavam atrelados a um sistema de coleta de esgoto

- V. Índice de Esforço de gestão das políticas de saneamento básico⁶ – 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). 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 (RUDRA, 2011) e, portanto, falha no acesso ao serviço.
- VI. Gasto per capita com saúde - Municípios que tem maiores gastos com saúde, tendem a ter índices de atendimento de esgoto piores. O que faz sentido, já que a falta de acesso a saneamento básico, pode ocasionar doenças, implicando em maiores gastos com saúde.
- VII. Copasa- De acordo com a Agência Reguladora de Serviços de Abastecimento de Água e de Esgotamento Sanitário do Estado de Minas Gerais (Arsae-MG), dados mostram que até o final de 2019, 37,6% dos municípios mineiros possuíam coleta de esgoto realizada pela COPASA-MG, sendo que para mais

⁶ De acordo com Gomes et al. (2019) a qualidade da gestão pública e o grau de sua independência das pressões políticas; a qualidade da formulação e da implementação das políticas públicas; e a credibilidade do compromisso do governo com tais políticas tendem a impactar positivamente o acesso a abastecimento de água. Não obstante, em sua pesquisa, o aumento do acesso à água potável, nas áreas rurais de países de baixa e média renda, estava atrelado ao indicador de gestão, chamado por este de “government effectiveness”.

de 50% dos municípios apenas o serviço de água foi delegado, e, em 12,5% dos municípios com coleta de esgoto delegada, não havia sido iniciado o serviço. É por meio das políticas da empresa que são refletidos os objetivos, desafios e metas a serem alcançados, de modo que, a direção a ser seguida pela empresa está atrelado ao grau de acesso ao saneamento em Minas Gerais, posto que, grande parte do municípios mineiros são atendidos por esta.

- VIII. Gasto per capita com habitação - Os principais problemas habitacionais dizem respeito ao adensamento excessivo, à coabitação familiar, ao ônus excessivo com o pagamento de aluguel e à proliferação de assentamentos precários. Em função do grande déficit de habitação no Brasil, a população constrói suas casas em áreas de risco ou típicas de favelas, de forma desordenada, ocasionando graves problemas ambientais. Nestas áreas, as águas servidas, resíduos sólidos e dejetos no geral são lançados diretamente no rio, agravando a poluição ambiental e comprometendo a qualidade de vida das populações.
- IX. Gasto per capita com infraestrutura – O gasto per capita com infraestrutura engloba o sistema de serviços públicos dos municípios mineiros, como rede de esgotos, abastecimento de água, energia elétrica, coleta de águas pluviais, rede telefônica, gás canalizado. Dessa maneira, há uma propensão de que municípios com alto investimentos em infraestrutura tenha melhores índices de acesso a saneamento básico.

3.2 Análise exploratória de dados espaciais

A Análise exploratória de dados espaciais (AEDE) auxilia a compreensão de fenômenos espaciais por meio de um conjunto de técnicas empregadas para descrever as distribuições espaciais de variáveis, além de apontar padrões de correlação espacial, podendo também evidenciar a presença de clusters e outliers (ANSELIN, 1998). Almeida (2004), afirma que a AEDE é tida como pré-requisito ao estudo da econometria espacial, subcampo da econometria que lida com as

complicações ocasionadas pela interação espacial (autocorrelação espacial) e pela estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão para dados na forma de cross-section e painel de dados.

O primeiro passo no estudo de AEDE é testar a hipótese de que os dados espaciais sejam distribuídos aleatoriamente. Intuitivamente, aleatoriedade espacial significa que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores deste atributo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012).

Todavia, essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, variáveis que são divididas por algum indicador de intensidade (variáveis como renda per capita, por exemplo). Desse modo, Perobelli; et al (2013) reforça que a partir da AEDE é possível extraír medidas de autocorrelação espacial global e local, investigando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de métodos quantitativos. Contudo, é essencial, anteriormente, definir uma matriz de pesos espaciais, a fim de determinar o grau de interação entre as regiões.

3.2.1 . Matrizes de Pesos Espaciais

Um dos critérios existentes na definição de matrizes é a distância geográfica. A ideia básica é que dois municípios próximos geograficamente têm maior interação espacial. Uma matriz w , muito adotada na literatura, é a matriz de k vizinhos mais próximos, w_{ij} . Trata-se de uma matriz binária cuja convenção de proximidade é baseada na distância geográfica, medida em milhas ou quilômetros. Formalmente, conforme Almeida (2012), expressa-se:

$$w_{ij}(k) = \begin{cases} 1, & \text{se } d_{ij} < d_i(k) \\ 0, & \text{se } d_{ij} \geq d_i(k) \end{cases} \quad (1)$$

em que $d_i(k)$ é a distância de corte do município mineiro i , especificamente, a fim de que este município mineiro i tenha k vizinhos. Assumindo-se $w_{ij} = 0$, por convenção. De forma pontual, $d_i(k)$ é a menor distância para município mineiro i com o intuito de que ele possua exatamente k vizinhos. E esta distância de corte varia de município para município, por essa razão, o subscrito i em $d_i(k)$. Nesse sentido, dois municípios serão considerados vizinhos, caso encontrem-se dentro de uma distância

crítica necessária para que se tenha um número pré-determinado de vizinhos (BAUMONT, 2004).

O critério para a escolha da melhor matriz de pesos espaciais pode ser posto em prática, testando-se um conjunto de matrizes para o cálculo da estatística I de Moran. A matriz que fornecer o maior valor em termos absolutos (ou apresentar maior significância) para o I de Moran global deve ser a matriz utilizada no estudo (ANSELIN, 1996).

A escolha de um número fixo de vizinhos mais próximos, em vez do uso de uma matriz simples de continuidade, é melhor, pois evita alguns problemas metodológicos possíveis em função da variação no número de vizinhos(LE GALLO, 2004).

3.2.2 . Estatística I de Moran Univariado

Segundo Almeida (2012), a estatística I de Moran é um coeficiente de autocorrelação espacial, usando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado. Foi proposta por Patrick A. P. Moran, no ano de 1948, sendo considerado o primeiro coeficiente de autocorrelação espacial. A notação matricial da estatística I de Moran é representada pela equação 1:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (2)$$

Em que n é o número de municípios mineiros, z denota os valores das variáveis índice de atendimento de água e índice de atendimento de esgoto padronizados, Wz representa os valores médios da variáveis índice de atendimento de água e índice de atendimento de esgoto padronizadas nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial W (na presente pesquisa, é a matriz de 4 vizinhos mais próximos). Um elemento dessa matriz, referente ao município i e ao município j, é registrado como w_{ij} , significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais w devem ser somados.

Os valores de I maiores (ou menores) do que o valor esperado de $E(I) = [-1 / (n-1)]$ significa que há autocorrelação positiva (ou negativa). De acordo com Almeida (2012), a autocorrelação espacial positiva revela que existe uma similaridade entre os

valores dos índices de atendimento de água e de esgoto e da localização espacial desses índices. A autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, que existe uma dissimilaridade entre os valores dos índices de atendimento de água e dos índices de atendimento de esgoto e a localização espacial.

Se os municípios que possuem altos índices de atendimento de água tendem a se agrupar em certas áreas de Minas Gerais e municípios que possuem baixos índices de atendimento de água tendem a se agrupar em outras, diz-se que o índice de atendimento de água possui autocorrelação espacial positiva. Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, no geral, municípios com altos índices de atendimento de água estão circundados por municípios que também possuem altos índices de abastecimento de água. Similarmente, municípios com baixos índices de atendimento de água estão circundados por municípios que possuem a mesma característica. Esse é o padrão sistemático de distribuição dos índices de atendimento de água quando há um efeito de contágio ou efeito de transbordamento de um fenômeno (serviço de abastecimento de água). Nesse caso, a chance de se ter em um município vizinho um índice de atendimento de água parecido com o que se tem em um determinado município é alta. De forma análoga, o mesmo ocorre com municípios com índice de atendimento de esgoto, caso estes, possuam autocorrelação positiva.

Em contrapartida, se municípios com altos índices de atendimento de água (ou índices de atendimento de esgoto) tendem a ser encontrados muito próximos a municípios com baixos índices de atendimento de água (ou índices de atendimento de esgoto) e vice-versa, diz-se que estes municípios possuem autocorrelação espacial negativa.

Segundo Almeida (2012) o I de Moran fornece três tipos de informações: 1) o nível de significância fornece a informação sobre os índices, por município, estarem distribuídos aleatoriamente ou não; 2) o sinal positivo da estatística I de Moran, desde que significativos, indica que os dados estão concentrados em municípios. O sinal negativo, por sua vez, indica a dispersão dos índices; 3) a magnitude da estatística fornece a força da autocorrelação espacial, quanto mais próximo de um, mais forte é autocorrelação, e quanto mais próximo de -1, mais disperso estão os dados.

3.2.3 . O diagrama de dispersão de Moran univariado

O diagrama de dispersão de Moran é exibido na Figura 1, segundo Almeida (2012), o diagrama de dispersão de Moran univariado é uma alternativa para visualizar a autocorrelação espacial. O valor da variável de interesse é colocado no eixo horizontal (x) e a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical (y). Vale ressaltar que, as variáveis de interesse no presente estudo são: índice de atendimento de água e índice de atendimento de esgoto.

Conforme Almeida (2012), tanto a variável de interesse (y) quanto a sua defasagem espacial (wz) são padronizadas de tal modo que tenha média zero e variância unitária, quando apresentadas no diagrama, transformando-se em z e Wz . Na prática, o diagrama de dispersão de Moran é somente o gráfico da dispersão da nuvem de pontos representando os municípios, com a inclinação da declividade da reta de regressão linear simples por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), especificada como:

$$Wz = \alpha + \beta z + \varepsilon \quad (3)$$

em que α é a constante da regressão, β é o coeficiente angular e ε é um termo de erro aleatório.

Portanto, o I de Moran pode ser interpretado como o coeficiente angular da reta de regressão (Figura 1) da defasagem espacial (Wz) contra a variável de interesse (z), estimado por MQO e representado pela linha de regressão na Figura 1.

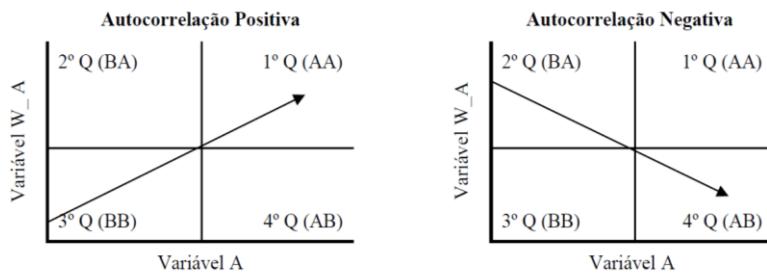
$$\beta \text{ esperado} = I = \frac{z' Wz}{z' z} \quad (4)$$

Percebe-se, pela Equação 4, que o coeficiente β estimado é equivalente à fórmula do I de Moran na Equação (2). Se o coeficiente angular da reta de regressão é positivo, há evidências de que a autocorrelação espacial é positiva. Se o coeficiente angular for negativo, existem evidências de que a autocorrelação espacial é negativa.

De acordo com Diniz (2012), além da medida global de associação linear espacial (I de Moran), o diagrama de dispersão mostra associação espacial entre os municípios e seus vizinhos dividido em quatro quadrantes: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA).

Quando o I de Moran é positivo, a reta de regressão apresenta inclinação ascendente e os dados tendem a estar agrupados no primeiro e terceiro quadrantes, porém, quando o I de Moran é negativo, a reta de regressão é descendente e dados aparecem localizados em sua grande maioria no segundo e quarto quadrante (Figura 1).

Figura 1 – Diagrama de dispersão de Moran Univariado



Fonte: Elaborado pelo autor.

O diagrama de dispersão classifica as associações espaciais locais entre os municípios e seus vizinhos de acordo com os seguintes resultados: 1) Padrão Alto-Alto (AA): revela municípios com alto valor da variável de acesso a saneamento básico, cercada de vizinhos que também possuem valores semelhantes (quadrante superior direito); 2) Padrão Baixo-Baixo (BB): revela municípios com baixo valor, circundadas por outros de valores também baixos (quadrante inferior esquerdo); 3) Padrão Alto-Baixo (AB): aponta municípios de alto valor que possuem vizinhos com baixo valor (quadrante inferior direito); 4) Padrão Baixo-Alto (BA): aponta municípios de baixo valor que são vizinhos de outros com alto valor (quadrante superior esquerdo). Os padrões AA e BB revelam associação espacial positiva, enquanto que BA e AB, associação espacial negativa.

3.2.4 . Indicador local de Associação Espacial (LISA)

Indicadores LISA propostos, na literatura, por Anselin (1995) possuem a capacidade de capturar padrões locais de autocorrelação espacial, demonstrando o grau de autocorrelação espacial local. De acordo com Anselin (1995), o LISA será a estatística que satisfaz a dois critérios:

- i. a capacidade, para cada índice de saneamento básico, de indicar clusters espaciais, significativos estatisticamente;
- ii. a propriedade de que o somatório dos indicadores locais, para todos os municípios, é proporcional ao indicador de autocorrelação especial global correspondente.

De acordo com o primeiro critério, citado anteriormente, o coeficiente I_i de Moran local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias (AA, BB, AB, BA), cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

No que concerne ao segundo critério, tem-se que o cômputo do I_i só abrange os vizinhos da observação i, definidos conforme uma matriz de pesos espaciais. Para que I_i seja uma indicador LISA, ele precisa satisfazer a segunda condição acima, que diz que o somatório dos indicadores locais é equivalente ao indicador global correspondente, de acordo com um fator de proporcionalidade. Assim, se somar os indicadores locais do I de Moran:

$$\sum_i I_i = \sum_i z_i \sum_j w_{ij} z_j = \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j \quad (5)$$

Segundo Le Gallo e Erthur (2003), a estatística LISA, baseada no I de Moran local, pode ser especificada da seguinte forma:

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_0} \sum_j w_{ij} (x_{i,t} - \mu_t) \text{ em que } m_0 = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)^2}{n} \quad (6)$$

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.

De acordo com Anselin (1995), a estatística LISA, é usada para testar a hipótese nula, ou seja, a ausência de associação espacial local. Assim, deve-se fazer uso de uma aleatorização condicional, que permitia determinar pseudoníveis de significância.

Para a obtenção de uma distribuição empírica das estatísticas de teste, deve-se observar se o valor da variável de interesse está dentro ou fora da região crítica definida. Dessa maneira, se o valor calculado for superior em magnitude à esperança matemática do I de Moran, seus resultados serão estatisticamente significativos.

3.3 Um modelo econométrico espacial para os determinantes do abastecimento de água e coleta de esgoto

A estratégia empírica para análise dos índices de acesso ao saneamento, por meio de técnicas de econometria espacial, permite investigar as características econômicas e sociais que afetam índices de atendimento de água e de esgoto, considerando a possível existência de autocorrelação espacial dessas variáveis.

A análise dos índices de atendimento de água e de esgoto para os municípios mineiros é feita, a princípio, através da construção dos indicadores de correlação espacial global e local. Assim, foram realizados os testes I de Moran e LISA, objetivando examinar a existência de autocorrelação espacial dos índices de atendimento de água e de esgoto. Calculado tais indicadores para os municípios mineiros, foi estimado um modelo que relaciona os índices de atendimento de água e de esgoto com as características sociais e econômicas dos municípios mineiros.

A estimação do modelo básico é conduzida por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para comprovar a existência de autocorrelação espacial no modelo, é realizado o teste I de Moran sobre os resíduos de MQO.

A preocupação fundamental da Econometria espacial originou na hipótese de que os dados distribuídos no espaço apresentaram (i) dependência espacial entre as observações; ou (ii) heterogeneidade espacial nas relações estimadas pelo modelo (Anselin, 1988; Le Sage, 1998). Estas duas questões, ignoradas pela econometria tradicional, violam as propriedades básicas do teorema de Gauss-Markov, essenciais para modelos clássicos de regressão.

No que diz respeito à violação pela existência de dependência espacial, as propriedades do teorema de Gauss-Markov exigem que as variáveis explicativas sejam fixas em amostragem repetidas. Do mesmo modo, a heterogeneidade espacial viola a propriedade referente à existência de uma única relação linear em toda a amostra de dados observados. Portanto, a existência de dependência e heterogeneidade espaciais em um conjunto de dados amostrais modelados exige a abordagem mais adequada da Econometria Espacial.

Na situação em que a presença de autocorrelação espacial é confirmada, deve-se verificar qual dos modelos espaciais mais se adequa ao problema de estudo. Os

três modelos clássicos que ponderam a existência de autocorrelação espacial são: o modelo de defasagem espacial (ou SAR – Spatial Auto Regressive), o modelo de erro autorregressivo espacial (também conhecido como modelo de erro espacial ou SEM – Spatial Error Model) e o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial ou SAC (Spatial Autoregressive Combined) (Almeida, 2012).

Entretanto, na presente pesquisa, há o intuito de averiguar o impacto dos determinantes socioeconômicos tanto no acesso a abastecimento de água quanto no esgotamento sanitário. Na maioria dos municípios mineiros, o fornecedor dos serviços de água e de esgoto são os mesmos. Os dois processos de análise do acesso de água e de esgoto são muito similares e correlacionados. Muitos fatores afetam tanto o acesso a água quanto a esgoto; e muitos deles, estarão nos termos de erro já que não foram controlados pelas variáveis. Se muitos componentes das duas equações são os mesmos, pode-se dizer que os erros das duas equações são correlacionados. Estimando as duas equações como um sistema de equações, permite-se controlar a autocorrelação nos erros e melhorar a estimativa do modelo. Dessa forma, os modelos do tipo Regressões Aparentemente Não Relacionadas (SUR, Seemingly Unrelated Regression) são os mais apropriados para o presente estudo.

3.3.1 Regressões Aparentemente Não Relacionadas (SUR, Seemingly Unrelated Regression) com defasagem espacial

Os modelos do tipo Regressões Aparentemente Não Relacionadas (SUR, Seemingly Unrelated Regression) é um daqueles que podem contemplar a dependência espacial. Originalmente sugerido por Arnold Zellner em 1962, foi designado para situações empíricas onde existe um limitado grau de simultaneidade na forma de dependência entre os erros de diferentes equações.

O modelo SUR espacial leva em conta informações prévias sobre a ausência de variáveis explicativas das equações cuja variável dependente é água, e a outra, o esgoto. Também permite o teste de diferentes tipos de hipóteses, sem a necessidade de especificar uma estrutura completa para a correlação temporal (Anselin et al., 2008).

O modelo SUR Espacial pressupõe a existência de inexplicáveis fatores que caracterizam o comportamento econômico e social do acesso a água e esgoto nos municípios mineiros. O uso do modelo SUR espacial se mostra adequado para a análise de regiões muito heterogêneas, como o caso de Minas Gerais. Ao incluir informações não captadas pelos regressores devido à ausência de dados precisos e variáveis para caracterizar toda a diversidade regional de Minas Gerais.

Se as equações pertencem a uma série temporal de diferentes regiões, a dependência resultante pode ser considerada como uma forma de autocorrelação espacial (Anselin, 1988). Em seu formato tradicional, o SUR apresenta coeficientes (β) que variam de acordo com a unidade espacial, mas são constantes ao longo do tempo. Os erros, espacialmente correlacionados, exibem covariância constante entre si, para diferentes unidades espaciais, medidas no mesmo ponto do tempo. De maneira formal, o modelo é expresso pela equação.

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:

$$Y_t = \rho_t W Y_t + X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

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.

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \sigma_{ts} I \quad (8)$$

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:

$$Y = (\Gamma \otimes W) Y + X\beta + \varepsilon \quad (9)$$

$$\text{em que : } E[\varepsilon \varepsilon'] = \Sigma \otimes I \quad (10)$$

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 Quenn (Queen Contigut), movimento da rainha. Na definição da

vizinhança, são consideradas os municípios mineiros que compartilham a mesma trajetória ou um ponto de fronteira. A matriz de contiguidade é simétrica com dimensão n por n. Estabelece relação binária, tendo os vizinhos valor 1, e os não vizinhos, zero. Isto é, considera como vizinhos municípios que apresentem uma borda (ou fronteira) comum, bem como um nó comum, como demonstrado na Figura 2.

Figura 2 - Matriz de pesos espaciais do tipo Queen

	c	b	c		
	b	A	b		
	c	b	c		

Fonte: elaboração própria do autor

Portanto, como apresenta a figura 2, a matriz de ponderação espacial tipo Queen considera como vizinhança do quadrado “A” todos os quadrados “b” e “c”, ou seja, os quadrados em azul. Enquanto que no tipo Rook (torre), o quadrado “A” tem como vizinhança apenas os quadrados “b”.

Na escolha do modelo econométrico mais indicado para analisar o acesso a saneamento básico nos municípios mineiros, utilizou-se um conjunto de testes, que, combinados, apontaram o modelo mais ajustado. Para verificação da presença de algum tipo de autocorrelação espacial, utilizou-se a estatística do I de Moran.

Também, foram utilizados os testes de Multiplicador de Lagrange (LM), com o intuito de verificar o tipo de autocorrelação no processo gerador de dados. Outros testes associados foram utilizados, dentes eles, tem-se: LM Error, RLM Lag (LM robusto) e RLM Error (LM robusto) (JUSTO, 2014).

3.3.2 Efeitos Diretos e Indiretos

Diferentemente dos modelos não espaciais, a estimativa dos coeficientes em um modelo espacial não representa o efeito marginal das mudanças nas variáveis exploratórias sobre a variável dependente. De acordo com Elhorst (2010), a não

observação dessa característica dos modelos espaciais levam alguns estudos empíricos a conclusões equivocadas.

De acordo com LeSage e Pace (2009), uma interpretação da derivada parcial do impacto das mudanças de uma variável representa uma base mais válida para testar a hipótese se há ou não spillovers espaciais. O efeito direto surge a partir do efeito da variável independente sobre a dependente do próprio indivíduo, e efeito indireto é o impacto desta mesma variável independente do vizinho, afetando a variável dependente do indivíduo. A matriz de derivadas parciais de Y em relação a k -ésima variável no curto prazo é dada por:

$$\partial Y \dots \partial Y = (I - \rho W) - 1 [\beta_k I N + \phi_k W] \partial x_{1k} \partial x_{Nk} t \quad (11)$$

LeSage e Pace (2009) e Debarsy e Ertur (2011) definem o efeito direto como a média da diagonal principal dos elementos da matriz do lado direito de (11) e o efeito indireto como a média de cada coluna ou linha, não levando em conta os elementos da diagonal principal destas matrizes. Se há uma mudança em uma determinada variável explicativa de uma determinada unidade geográfica, haverá uma mudança na variável dependente da própria unidade, este é o efeito direto. Entretanto, esta mudança na variável explicativa em uma determinada localidade também pode causar mudança na variável dependente das outras unidades geográficas vizinhas.

O discernimento destes dois tipos de efeitos é interessante para o caso em que tratamos como unidade observacional alguma localidade, seja ela um estado, microrregião ou município, na medida em que tornará possível conhecer especificamente como uma área é afetada por variáveis referentes a ela e suas vizinhas. No contexto deste estudo, será possível estimar não só o efeito das características socioeconômicas sobre índices de atendimento de água e de esgoto de cada cidade mineira como também seu efeito sobre os municípios vizinhos.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Primeiramente, para compreender o padrão dos dados espaciais e auxiliar na escolha do modelo econométrico mais adequado para o estudo, utiliza-se o método de análise explanatória de dados espaciais (AEDE). Nesta sessão 4, são apresentados os resultados da análise da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água e coleta de esgoto, bem como os determinantes dos índices de atendimento de água e de esgoto, nos municípios do Estado de Minas Gerais, no ano de 2019. Mais especificamente, a seção 4.1 apresenta a análise exploratória de dados espaciais e a seção 4.2, os determinantes dos índices de atendimento de água e de esgoto. Vale ressaltar que, principalmente com relação a seção 4.2, não se localiza na literatura trabalhos desenvolvidos no país com a mesma abordagem adotada neste, dificultando confrontar as conclusões alcançadas. Contudo, buscou-se confrontar as conclusões com trabalhos que possuíam objetivos semelhantes aos objetivos da presente pesquisa.

4.1 Estatísticas descritivas

Foi realizado um estudo de estatísticas descritivas com o intuito de obter uma visualização preliminar das variáveis utilizadas no modelo econômico, como pode ser visto por meio da Tabela 1. A estatística média não pode ser considerada apropriada, já que o desvio padrão é relativamente alto (36,14), indicando que o índice de atendimento de esgoto (IN056_AE) assume uma distribuição heterogênea. Tal constatação pode ser reforçada pelo alto valor do Coeficiente de variação (CV) (73%), o que pode ser explicado pela presença de alguns municípios que apresentam altos índices de atendimento de esgoto, ao passo que, outros apresentam baixos índices de atendimento, como por exemplo, os municípios mais concentrados ao norte e noroeste do estado.

Em contrapartida, o índice de atendimento de água (IN055_AE) apresenta um coeficiente de variação de 38%. O coeficiente de variação fornece a variação dos índices de atendimento de água em relação à média deles. Quanto menor for o seu valor, mais homogêneos serão os índices.

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 ao 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.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas

	Média	Desvio Padrão	Variância	Mínimo	Máximo	CV
IN056_AE	49,59585	36,14594	1306,529	0	100	73%
IN055_AE	64,09671	24,07954	579,8245	0	100	38%
Pobreza	23,13115	12,81792	164,2991	3,12	70,34	55%
Educação	92,14141	8,846725	78,26454	46,25	100	10%
Urbanização	75,76413	15,4907	239,9617	19,4	100	20%
Pib per capita	71,12768	619,077	383256,4	0,047766	17072, 99	870%
Habitação	0,127163	0,451896	0,20421	0	5,38	355%
Infraestrutura	9,916835	4,473011	20,00782	0	29,37	45%
Gestão Políticas Públicas (SB)	0,279015	0,376626	0,141847	0	1	135%
Gasto Saúde	807,0276	344,7995	118886,7	0	4497,4 7	43%

Fonte: Elaboração própria

Ademais, a heterogeneidade entre os municípios mineiros podem ser percebida por meio das altas variâncias de demais variáveis constituintes do modelo econométrico. É possível observar a ocorrência de desigualdades nos municípios mineiros pela alta heterogeneidade do PIB per capita. O CV para a variável Pib per capita é de 870%. Alguns municípios possuem Pib per capita mais altos o que corrobora para a uma maior capacidade de investimento em saneamento básico. Para a variável de gastos com saúde, tem-se que o gasto médio per capita esteve em torno de R\$ 807,02, um valor relativamente baixo quando comparado com o município que apresentou o maior gasto per capita com saúde (4497,47).

4.1 Análise exploratória de dados espaciais

A sessão 4.1 apresentará uma descrição e visualização, em relação ao espaço, dos índices de atendimento de atendimento de água e de esgoto de Minas Gerais. Identificando municípios atípicos e descobrindo padrões de associação desses índices. O primeiro passo na Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é testar a hipótese de que esses índices sejam distribuídos aleatoriamente. Intuitivamente, aleatoriedade espacial significa que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012). Para se testar essa hipótese serão estimados os índices de autocorrelação global e local para cada um dos índices de acesso a saneamento (atendimento a água e a esgoto).

4.1.1 Autocorrelação Espacial Global e o Diagrama de Dispersão de Moran Global

A primeira forma de conferir maior rigor metodológico a uma análise que tem por objetivo descrever a distribuição espacial de índices de esgotamento sanitário e coleta de esgoto, como visto, é calcular a estatística global de Moran. O principal propósito desta estatística é confirmar ou não a hipótese de dados aleatoriamente distribuídos.

A priori, faz-se necessário verificar qual a matriz de pesos espaciais melhor se adapta aos dados de saneamento disponíveis. A Tabela 1 contém a estatística I de Moran para cinco diferentes matrizes de pesos. Em todas, é possível rejeitar a hipótese nula de distribuição aleatória das variáveis de abastecimento de água e esgotamento sanitário sobre o território mineiro, ao nível de significância de 1%. O valor positivo para a estatística aponta para autocorrelação espacial positiva. Isto significa que cidades com elevados índices de abastecimento de água e esgotamento sanitário são vizinhas de outras cidades que também apresentam elevados índices de abastecimento de água e esgotamento sanitário. A Tabela 1, a seguir, mostra a autocorrelação espacial global para os índices de esgotamento sanitário e abastecimento de água.

Tabela 1 – 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 com base no programa Geoda.

Nota-se também, por meio da Tabela 1, que o coeficiente de Moran decai à medida que aumenta o número de vizinhos. Isto equivale a dizer que a dependência espacial entre as cidades diminui à medida que aumenta-se a extensão territorial da vizinhança ou que unidades mais longínquas são consideradas vizinhas daquelas, sugerindo a importância da proximidade para o nível de acesso aos serviços de saneamento básico por parte da população.

Os resultados para o I de Moran dos índices de atendimento de água e de esgotamento sanitário foram positivos e significativos, indicando a existência de dependência espacial para os serviços de saneamento, bem como a indicação de padrão de concentração espacial dos índices de atendimento de água e de esgotamento sanitário. Esses padrões de concentração espacial que foram encontrados ocorrem devido à existência de economias de escala e densidade nos serviços de saneamento básico, conforme apontado por Júnior, et. al. (2006). Na maior parte dos casos, a maioria dos trabalhos apresentaram uma autocorrelação espacial positiva (I de Moran positivo) em indicadores de acesso ou qualidade do saneamento básico; o que pode ser corroborado por Oliveira et. al. (2018) Luo et. al. (2018)

Oliveira et. al. (2018) utilizou a estatística I de Moran para verificar a relação espacial dos indicadores relacionados com os serviços de saneamento utilizados neste artigo. Os resultados para o I de Moran dos índices de atendimento urbano de água e esgoto foram positivos com significância estatística indicada pelo p-valor,

informando a existência de dependência ou autocorrelação espacial positiva para os serviços de saneamento no Brasil para o ano de 2018.

Luo et. al. (2018) utilizou o I de Moran Global para analisar a autocorrelação entre regiões vizinhas em todas as 30 províncias chinesas. Os valores de I de Moran foram positivos, e o teste de Monte Carlo foi significativo no nível de 0,05, indicando que houve uma distribuição de agrupamento provincial do índice de qualidade do saneamento em diferentes províncias.

Como a matriz de ordem espacial, a categoria de “Quatro vizinhos mais próximos” foi a que apresentou maior valor de I de Moran Global para as duas variáveis em questão (índice de atendimento água e esgoto), essa será utilizada nos demais testes, como também nas estimações dos modelos econométricos.

O próximo passo da análise é verificar se há cidades que se afastam do padrão global de associação positiva, mostrado pelo I de Moran Global, assim como possíveis valores discrepantes globais. Será apresentado a seguir, as Figuras 1 e 2, nas quais mostram o diagrama de dispersão de Moran Global do índice de atendimento de água e de esgoto, respectivamente.

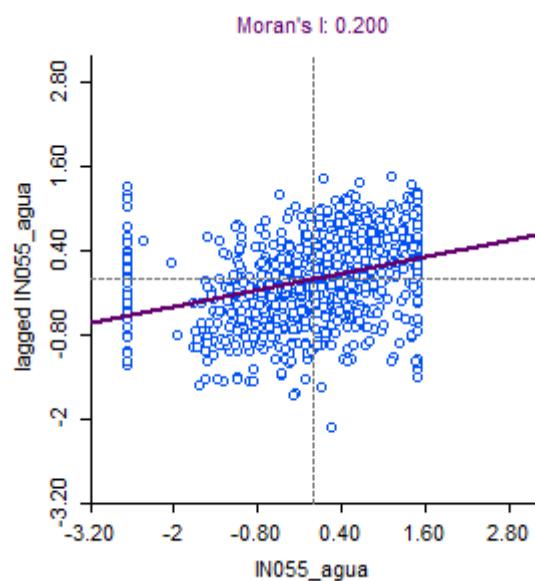
O diagrama de dispersão de Moran Global (Figura 3) apresentado é o referente aos quatro vizinhos mais próximos e é uma ferramenta de interpretação gráfica do I de Moran. No Diagrama de dispersão de Moran Global (representado pela Figura 1), tem-se, a variável índice de atendimento total de água (y) que está localizada no eixo horizontal, e representa o valor padronizado da variável para cada cidade mineira, já a defasagem espacial da variável índice de atendimento total de água (Wy) está no eixo vertical e representa a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos. O y e Wy são mostrados na Figura 2, respectivamente, por meio dos índices IN055_agua e lagged IN055_agua.

O diagrama de dispersão de Moran Global (Figura 3) revela que cerca de 37% dos municípios pertencem ao quadrante superior direito (classificação AA) e, aproximadamente, 30% pertencem ao quadrante inferior esquerdo (classificação BB). Os outros 35,5% desviam do padrão global, sendo que 19,5% pertencem ao quadrante inferior direito (classificação AB) e 16% pertencem ao quadrante superior esquerdo (classificação BA). Ao verificar a dispersão das variáveis entre os quadrantes, nota-se que os municípios estão, predominantemente, nos quadrantes I (AA) e II(BB), ou seja, nos quadrantes em que um município com alto índice de

atendimento total de água está circundado por municípios com características similares, o mesmo ocorrendo com municípios com baixo índice de atendimento total de água, cercado por municípios em situações similares.

Vale ressaltar que, o primeiro quadrante refere-se a classificação Alto-Alto (AA) e significa que as cidades exibem valores altos da variável de abastecimento de água cercadas por cidades que também possuem altos níveis de abastecimento de água. Por outro lado, a classificação Baixo-Baixo (BB) representa os clusters das cidades que apresentam baixos índices de atendimento de água, rodeadas por vizinhos que também possuem baixos índices de atendimento de água. O agrupamento Alto-Baixo (AB) diz respeito à cidades que possuem altos índices de atendimento de água, porém, rodeadas por outras cidades que apresentam baixos índices de atendimento de água. Seguindo o mesmo padrão de dissimilaridade, o segundo quadrante demonstra a combinação Baixo-Alto (BA) e corresponde aos clusters das cidades com baixos índices de atendimento de água, mas sendo cercada por outras cidades que apresentam altos índices de atendimento de água.

Figura 3 – Diagrama de dispersão: índice de abastecimento de água



Obs.: IN055_agua = y = Índice de atendimento total de água
lagged IN055_agua = Wy = Defasagem espacial do índice de atendimento total de água.
Fonte: Elaboração própria com base no programa Geoda.

O saneamento também pode contribuir para o cumprimento de metas relacionados à educação, ao trabalho e ao crescimento econômico. O acesso a saneamento é fundamental para a redução de desigualdades garantindo maior igualdade de oportunidades.

Quanto mais acesso a renda e educação possui uma população, maior é a sua capacidade de pagar pelos serviços de saneamento básico (tarifas e gastos com as instalações). Em termos agregados, prestadores têm maiores capacidades de arrecadar e investir. Como apontado na segunda seção, renda e educação são dois determinantes do acesso a serviços de saneamento no Brasil (GRADSTEIN; et. al., 2011).

Essa mesma população é mais conivente sobre a importância do saneamento para o meio ambiente e saúde. Nesse sentido, tem-se a hipótese de seletividade hierárquica que trata-se da possibilidade dos governantes buscarem beneficiar prioritariamente os mais ricos e educados pela pressão política que esses indivíduos podem exercer.

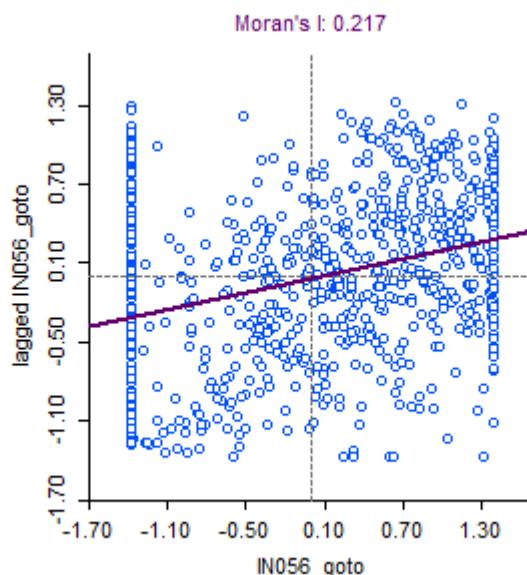
O I de Moran positivo para abastecimento de água (Figura 3) corrobora o estudo de Santana (2019) que, por sua vez, calculada índices municipais de concentração do acesso ao saneamento básico nas regiões brasileiras e em Minas Gerais. Seu resultado comprova que o índice municipal médio de concentração no abastecimento de água do estado de Minas Gerais (0,40) era bem maior do que os regionais e o do país, indicando elevada concentração do acesso no estado. Além disso, na média, existia uma concentração do acesso ao serviço em favor dos mais ricos, o que também vai de encontro a hipótese da seletividade hierárquica

A Figura 4 representa o diagrama de dispersão do I de Moran Global para a variável dependente índice de esgotamento sanitário, para o ano de 2019. Percebe-se uma inclinação positiva da reta indicando a presença de autocorrelação espacial positiva. O diagrama de dispersão de Moran, exibido na Figura 4, permite verificar qual o padrão de concentração dos municípios pelos quadrantes. A maior parte dos municípios estão localizados nos quadrantes AA e BB. Verificou-se que 34% dos municípios analisados estão no quadrante alto-alto (AA), em torno de 30,13% estão situados no terceiro quadrante, ou seja, regime espacial baixo-baixo(BB).

Esses resultados estão de acordo com I de Moran, uma vez que mostraram que a maioria dos municípios mineiros se encontram nos quadrantes que apresentam a existência de autocorrelação espacial positiva, ou seja, uma cidade que possui alto

índice de esgotamento sanitário está rodeada por cidades que possuem a mesma característica, formando assim, clusters nessas regiões.

Figura 4 – Diagrama de dispersão: índice de esgotamento sanitário



Obs.: $IN056_goto = y$ = Índice de atendimento total de esgotamento sanitário.
 $lagged\ IN056_goto = Wy$ = Defasagem espacial do índice de atendimento total de esgotamento sanitário.

Fonte: elaboração própria com base no programa Geoda.

Da Hora et. al. (2015) avaliou a eficiência dos serviços de saneamento básico nos municípios do estado do Rio de Janeiro. Por meio de um coeficiente de correlação de Pearson, o autor afirma haver alta correlação entre eficiência dos serviços de saneamento e porcentagem da população urbana. A população urbana possui melhores serviços de água e esgoto do que a população rural.

Corrobora o I de Moran tanto para o índice de atendimento de água quanto para o índice de esgotamento sanitário. Há uma concentração de melhores indicadores de acesso a saneamento em municípios nos quais a população urbana é maior do que a população rural. Devido à maior facilidade de implantar sistemas de tratamento de esgoto onde já está instalado o sistema de coleta, alguns municípios apresentam altos índices de esgotamento sanitário.

De modo geral, os índices de autocorrelação global indicam a presença de dependência espacial positiva entre os municípios para as duas variáveis testadas. Isso representa a similaridade na distribuição espacial, pois unidades espaciais que

apresentam altos (baixos) valores estão cercadas por vizinhos com altos (baixos) valores.

Os resultados reforçam algumas conclusões de estudos a respeito da distribuição espacial do saneamento básico em diferentes lugares. Verson et.al. (2017) também evidenciaram a presença de autocorrelação espacial positiva nos serviços de saneamento básico na Bahia, o que significativa que municípios com alto índice de acesso aos serviços de saneamento estão localizados próximos a outros municípios com alto índice de acesso. De forma análoga, resultados semelhantes foram auferidos por Oliveira el. al. (2020) , nos quais averiguou a existência de dependência espacial, por meio do I de Moran, dos índices de atendimento urbano de água e de esgoto no Brasil.

4.1.2 Autocorrelação Espacial Local

A estatística LISA é apropriada para identificar agrupamentos espaciais significativos e instabilidade local da medida de associação global (I de Moran Global), revelada por valores espaciais extremos, conforme já indicado anteriormente.

Os padrões globais de associação linear captam a autocorrelação espacial de todo o espaço analisado, porém, podem ocultar padrões locais de associação, como, por exemplo, a formação de clusters ou outliers espaciais (Almeida, 2012). Portanto, tem-se a necessidade de se utilizar uma estatística capaz de captar esses efeitos locais. A estatística LISA permite verificar a existência de clusters espaciais locais de valores altos ou baixos, demonstrando quais são as regiões que mais contribuem para a presença de autocorrelação espacial.

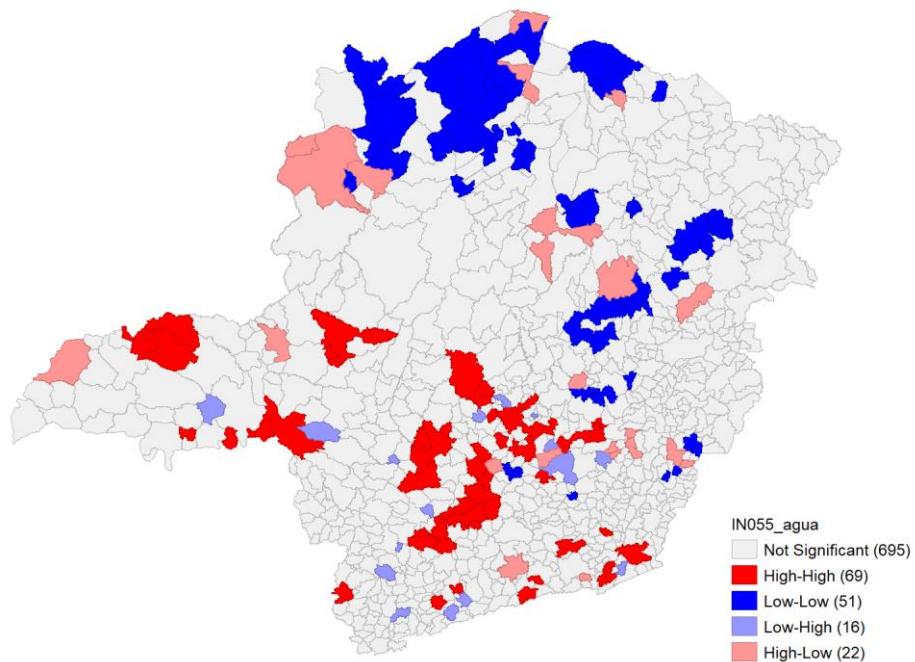
A hipótese nula continua sendo a de ausência de associação espacial, embora agora local. Outra vantagem desta análise é que podemos associar as estatísticas locais de Moran ao diagrama de dispersão de Moran, produzindo o chamado Mapa de Significância de Moran. A tendência global de associação positiva, revelada pela estatística I de Moran da seção anterior, é confirmada pelas estatísticas locais de Moran.

Embora tenha sido realizada a análise do diagrama de dispersão, o mesmo não permite apontar geograficamente os clusters de municípios com índices de atendimento de água e esgotamento sanitário semelhantes. Portanto, é necessário

recorrer ao Indicador Local de Associação Espacial (LISA), permitindo a classificação dos municípios mineiros em quatro categoriais como visto na seção 3.2.

Analizando-se, primeiramente, o Índice de atendimento de Água, de acordo com a Figura 5, por meio do Indicador Local de Associação Espacial (LISA), observa-se que, para o ano de 2019, há uma maior 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. Outros 51 municípios que se encontravam no cluster Baixo-Baixo, basicamente, concentrados nas seguintes mesorregiões: Noroeste e Norte de Minas, assim como, Vale do Mucuri e Jequitinhonha. Este último cluster, concentra, regiões tradicionalmente caracterizadas pelo semiárido mineiro, que inclui parte do vale do rio Jequitinhonha, abarcando Caatinga, Cerrado, Mata Atlântica e a transição entre esses biomas; no sentido leste-oeste, que vai da divisa de Minas Gerais com a Bahia até a foz do rio Araçuaí (MIN, 2006), ou seja, são lugares que, tradicionalmente, apresentam indisponibilidade hídrica e/ou racionamentos.

Figura 5 Mapa de clusters do índice de atendimento total de água em Minas Gerais em 2019



Fonte: elaboração própria com base no programa Geoda

Nota-se a presença de uma forte concentração espacial no acesso ao abastecimento de água, com formação de clusters do tipo Baixo-Baixo, caracterizado por cidades com baixos índices de atendimento de água, rodeadas por cidades que também possuem baixos índices de atendimento de água. Este cluster pertence a regiões de menor renda per capita e densidade populacional, são 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 analisou as desigualdades, evoluções e convergências dos déficits de acesso a abastecimento de água e coleta de esgoto nas mesorregiões mineiras. RODRIGUES; DE OLIVEIRA e SAIANI (2018) revelou, em sua pesquisa, que as 5 mesorregiões com maiores déficits de acesso a abastecimento de água são: Jequitinhonha, Vale do Mucuri, Vale do Rio Doce, Noroeste de Minas e Norte de Minas (Jequitinhonha apresentou o maior déficit de acesso a abastecimento de água entre todas as mesorregiões). Ademais, são aquelas mesorregiões que têm as menores taxas de urbanização e os menores níveis de renda e são localizadas mais ao norte do estado, área tradicionalmente apontada na literatura como relativamente menos desenvolvida.

A concentração de baixos índices de atendimento de água nas mesorregiões, mais localizadas ao norte do estado, pode estar atrelada a falta de investimentos no setor. Historicamente, investimentos em infraestruturas de captação, distribuição e tratamento de água foram aquém dos necessários, devido a uma aparente desmotivação política, à persistência de restrições e à ineficiência da maioria dos provedores (JÚNIOR; SAIANI, 2006). Os resultados dos baixos investimentos são: i) indisponibilidade hídrica e/ou racionamentos em vários locais; ii) déficits de acesso; iii) perdas na distribuição; e iv) problemas de qualidade da água ofertada (BRASIL, 2010)

Candido (2013) relata a existência de ineficiências no que se refere à oferta do serviço de saneamento básico, pois há incertezas institucionais que ainda envolvem o setor, como a ausência de programas de incentivos a novos investimentos, além da falta de clareza de qual o órgão responsável pelos direitos de exploração dos serviços de água e esgotos. Aliado aos problemas político-institucionais, existe uma complexidade quanto à determinação de um modelo tarifário que abarque a recuperação de custos e a universalização dos serviços, devido ao caráter de

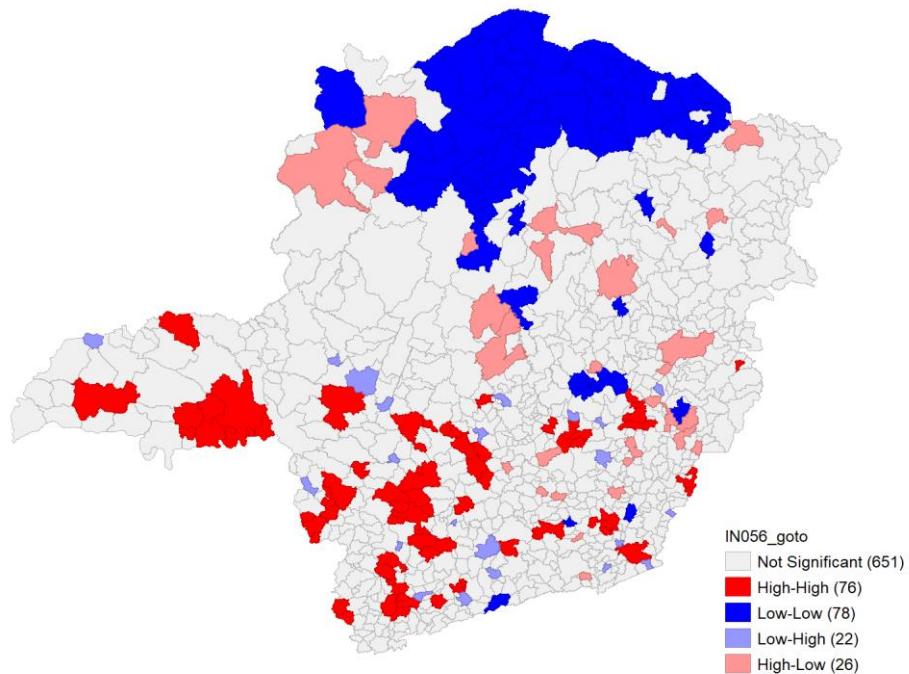
monopólio natural e às falhas de mercado características desse setor da infraestrutura.

De modo geral, a falta de investimentos em saneamento pode estar atrelada à baixa atividade econômica das cidades que compõem as mesorregiões mais ao norte do Estado. Agropecuária e indústria são os grandes setores que mais dependem de água para a produção, de modo que são os mais afetados por problemas de falta de água. Em conjunto, estes setores abrangem 25,3% dos trabalhadores do estado, proporção que varia de 17,5% a 40,8% entre as mesorregiões (RODRIGUES; DE OLIVEIRA; SAIANI, 2018). A Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA, 2017) aponta como as 4 “atividades industriais que mais demandam água para a produção” as indústrias de: produtos alimentícios; derivados do petróleo e biocombustíveis; de papel e celulose; e de metalurgia. Estas seriam as atividades mais suscetíveis a sofrerem os efeitos nocivos de problemas no abastecimento de água diretamente sobre a Produtividade total dos fatores (PTF) e indiretamente sobre a produtividade do trabalho. As participações agregadas destas atividades no total de trabalhadores de Minas Gerais e das mesorregiões abarcam 34,2% dos trabalhadores, variando nas mesorregiões de 18,6% a 71,5%.

Conforme indica Monteiro, et. al (2013) os indicadores de emprego e renda sugerem condições de bem estar da população, que podem ser traduzidas em inserção da população no mercado de trabalho e disposição de recursos financeiros que possibilitam o acesso a bens e serviços, como saneamento.

Na Figura 4 apresenta-se o mapa de clusters do índice de atendimento total de esgotamento sanitário em Minas Gerais, em 2019. Esta, por sua vez, apresenta um cluster do tipo Baixo-Baixo, representado por cidades que possuem baixo índice de atendimento de esgotamento sanitário rodeadas por cidades que possuem a mesma característica. Este cluster 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.

Figura 6 - Mapa de clusters do índice de atendimento total de esgotamento sanitário em Minas Gerais em 2019



Fonte: elaboração própria com base no programa Geoda

Esses resultados corroboram para o estudo de Rodrigues, et. al. (2019), no qual constatam o fato dos déficits de acesso a 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.

Os “mais pobres” têm menos condições de arcarem com custos de fontes alternativas de acesso a esgotamento sanitário (ações individuais), como água canalizada de poços e fossas sépticas, sendo, assim, são mais dependentes das ações coletivas (redes gerais) de prestadores públicos (RODRIGUES; TOMÁS; SAIANI, 2019).

Ademais, de acordo com o censo de 2010, o Norte de Minas possuía uma taxa de urbanização de 69,4%, bem abaixo de outras mesorregiões como Oeste de Minas 88,2% ou mesmo a sua mesorregião vizinha, Noroeste de Minas com 78,2%. A população sem acesso aos serviços de saneamento localiza-se, predominantemente, nas áreas rurais isoladas, em municípios de baixo desenvolvimento humano e pequeno porte, ou em periferias e áreas de urbanização informal e precária (IPEA, 2011). Estas características são inerentes aos municípios dessa mesorregião, com exceção de poucas cidades mais urbanizadas e densamente populosas como, por exemplo, Montes Claros.

A Figura 6 expõe 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, apresentado pela Figura 6, está mais concentrado na mesorregião do Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba, Sul e Sudoeste de Minas, Oeste de Minas e Zona da Mata. Percebe-se uma concentração mais acentuada no Sul do Triângulo Mineiro, no qual contempla as cidades de Uberaba, São Francisco de Sales, Campina Verde, Frutal, entre outras.

As diferenças inter-regionais do acesso a saneamento podem ser explicadas por diferenças regionais, em termos de atributos socioeconômicos que influenciam, pela demanda, a disposição dos consumidores a pagarem pelos serviços (gastos com a conexão e tarifas) e a capacidade de exercer controle social sobre provedores, que, pela oferta, consideram custos e retornos, assim como capacidades de arrecadar e investir. Entre as principais variáveis apontadas como determinantes do acesso estão: população, taxa de urbanização e rendas dos locais e usuários (DA MOTTA, 2004)

Os clusters Alto-Alto nessas regiões refletem também o nível mais alto de desenvolvimento nos municípios, conforme Rodrigues, et. al. (2019) que apontaram o Sul e Sudoeste de Minas Gerais como as mais desenvolvidas do estado.

Isso pode estar atrelado a uma elevação significativa no acesso à rede de esgoto concentrada nos grandes centros urbanos, principalmente no sul do Estado, nos quais a regulação é mais eficiente, a renda dos usuários do serviço tende a ser mais elevada, o nível de investimento é maior, e a Lei n.º 11.445/2007 aufera efeitos positivos em relação ao acesso à rede de esgoto, já que, há muitos municípios nessa região de Minas Gerais que possui Plano Municipal de Saneamento Básico.

Ademais, os resultados corroboram para 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.

De modo geral, os resultados evidenciam a presença de concentração espacial no atendimento de serviços de água e de esgoto, nos municípios mineiros, sendo a dependência espacial mais expressiva no serviço de esgotamento sanitário. O cluster Baixo - Baixo é maior, em quantidade de municípios, no índice de atendimento de esgoto do que no índice de abastecimento de água.

Venson; et. al. (2017) investigou a distribuição espacial do acesso saneamento básico no Estado da Bahia, e assim como, no presente estudo, foi encontrado um padrão de concentração bem mais elevado nos serviços de esgotamento sanitário do que no de abastecimento de água. O trabalho ora apresentado corrobora também o estudo de Venson; et. al. (2015) que, para o serviço de esgotamento sanitário, há um predomínio de um elevado número de municípios com baixo índice de acesso a esgotamento sanitário também rodeados por municípios que possuíam a mesma característica. De tal modo que, o cluster Baixo-Baixo era bem maior na variável de esgotamento sanitário do que na variável de abastecimento de água.

Segundo Saiani et. al. (2010), o Plano Nacional de Saneamento (Planasa) foi, grosso modo, um modelo centralizado de financiamento de investimentos em saneamento básico. Baseava-se na concessão, por parte dos municípios, dos direitos de exploração dos serviços às Companhias Estaduais de Saneamento Básico (CESBs) de seus respectivos estados, responsáveis pela execução de obras e pela operação dos sistemas. Dada a limitação de recursos institucionais e financeiros, as empresas públicas de saneamento básico (CESBs) investiram mais em abastecimento de água, em detrimento dos serviços de esgotamento sanitário. De modo que, houve um crescimento do acesso a água também nos locais mais necessitados, como aqueles que, historicamente, sofrem de seca.

De acordo com Oliveira Filho (2006), nos serviços de esgotamento sanitário e abastecimento de água, o Planasa ampliou quantitativamente o acesso, mas não conseguiu atingir, de maneira significativa, as localidades mais deficitárias, principalmente no caso da coleta de esgoto por rede geral. A despeito dos avanços obtidos, principalmente no que se refere aos serviços de abastecimento de água, o modelo estava orientado fundamentalmente para realizar investimentos nas áreas urbanas e nos serviços mais rentáveis, deixando de lado os serviços de esgotamento sanitário e os segmentos sociais que não podiam assumir os custos da política tarifária.

4.2 Os determinantes dos índices de atendimento de água e de esgoto

Após identificar alguns padrões espaciais dos índices de atendimento de água e esgoto nos municípios mineiros; o próximo passo é investigar os determinantes dos índices de atendimento de água e de esgoto.

A correlação entre os resíduos das equações e que varia entre 0 e 1, foi de 0.48, ou seja, a correlação entre as equações de atendimento de água e de esgoto é elevada; o que denota que o modelo SUR espacial é uma ferramenta apropriada para a presente pesquisa. Os erros das duas equações são autocorrelacionados, de modo que, os elementos não explicados da equação de esgoto são muito relacionados aos elementos não explicados da equação de água. As características físicas e econômicas do fornecimento dos serviços de água e esgoto são muito similares. Não obstante, na maioria dos casos, uma prestadora do serviço fornece o atendimento de água e de esgoto, inclusive para as cidades vizinhas.

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 significante 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	0.0000000009783
LM robusto (Erro)	22.588	0.00001245

Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio.

O Teste de Razão de Verossimilhanças (LR) compara a autocorrelação espacial do resíduo com o modelo nulo, ou seja, a regressão clássica com o modelo espacial. Quando o teste apresenta significância estatística, tem-se a confirmação da grande significância do coeficiente espacial autorregressivo. Este teste compara o modelo explicativo do SUR espacial e do SUR aespacial. A hipótese nula (H_0) é a de que

ambos sejam iguais. Caso a hipótese nula seja rejeitada, pode-se afirmar que o SUR espacial é mais adequado ao estudo do que o SUR aespacial. O p- valor foi menor que 0,01 e, portanto, foi significativo a 1%, logo, a hipótese nula foi rejeitada, o que corrobora para a utilização do SUR espacial.

Para se alcançar os objetivos propostos, foram utilizados modelos SUR⁷ de defasagem espacial, o que permitiu fazer correlações entre os termos de erro, tanto na equação cuja variável dependente é o índice de atendimento de água, quanto na equação cuja mesma variável dependente é o índice de atendimento de esgoto. Os resultados da estimativa, para a matriz Rainha de Ordem 1⁸, são mostrados na Tabela 3.

Tabela 3 –Modelos de regressões aparentemente não-relacionadas (SUR) - Lag Espacial

	Esgoto		Água	
	Coeficientes	P-Valor	Coeficientes	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	11.7034	0.000	3.2941	0.096
Públicas em Saneamento				
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

⁷ Para a estimativa do modelo, foi utilizado um pacote chamado spsur, elaborado por Mínguez et al. (2018), que permite um tratamento integral de modelos SUR espaciais, incluindo estimativa, inferência e diferentes extensões como multiplicadores espaciais ou efeitos omitidos.

⁸ A matriz de pesos utilizada para a estimativa 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).

Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio.

A análise de modelagem espacial sugeriu que houve uma associação positiva entre os índices de atendimento de esgoto e de água e Taxa de urbanização (p -valores $< 0,001$). A taxa de urbanização 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). Luo; et al. (2018) obteve como resultado, em seu estudo realizado na China, utilizando como metodologia, um modelo de Lag Espacial, uma associação positiva entre o índice de qualidade do saneamento e a urbanização.

O indicador de Educação (valores de $p < 0,001$) foi estatisticamente significativo e apresentaram efeito positivo sobre o acesso a saneamento básico. Pessoas mais educadas são mais conscientes sobre os riscos da falta de saneamento, assim como os benefícios dele (ABUBAKAR ,2017). Ademais, conforme as explanações de Uchôa et al, (2001) e Teixeira, Gomes e Souza (2012), faz sentido essa correlação positiva entre acesso educação e saneamento básico, posto que, pessoas mais educadas são mais conscientes sobre os riscos da falta de saneamento, assim como os benefícios dele. Ademais, a escolaridade mais elevada tende proporcionar melhores condições de vida e melhores escolhas, devido a sua alta correlação com a renda. Abubakar (2017), em um estudo realizado na Nigéria, constatou uma relação estatisticamente significativa entre o tipo de instalação de saneamento e a escolaridade do chefe de família. Os resultados indicam que alto nível de escolaridade está diretamente relacionado ao uso de modernas instalações sanitárias (descarga de esgoto ou fossas sépticas), enquanto um nível de escolaridade mais baixo está relacionado ao uso de latrinas de fossa e instalações brutas.

O índice de pobreza foi estatisticamente significativo e apresentou efeito negativo sobre o acesso a saneamento básico. O que era esperado, já que as pessoas que possuem vulnerabilidade socioeconômica tendem a morar em locais onde não há qualidade de infraestrutura e habitação; ademais, estas, possuem dificuldade em arcar com as tarifas dos serviços de água e esgoto impostas pelas prestadoras. Abubakar (2017) concluiu que havia uma relação estatisticamente significativa e negativa entre o acesso a saneamento e o nível de pobreza das famílias. Em seu

estudo, confirmou que, na Nigéria, as famílias mais pobres não tinham acesso a latrinas VIP e instalações sanitárias modernas (descarga para fossas sépticas ou sistemas de esgoto).

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; a qualidade da formulação e da implementação das políticas públicas; e a credibilidade do compromisso do governo com tais políticas tendem a impactar positivamente o acesso a abastecimento de água. Não obstante, em sua pesquisa, o aumento do acesso à água potável, nas áreas rurais de países de baixa e média renda, estava atrelado ao indicador de gestão, chamado por este de “government effectiveness”.

Houve uma associação positiva entre os índices de atendimento de água e de esgoto e PIB per capita (p -valores $< 0,05$). O PIB per capita foi estatisticamente significativo e apresentou impacto positivo sobre os índices de atendimento de água e de esgoto. 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, por exemplo, em termos de abastecimento de água. 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. Da mesma forma, que países que possuem renda maior estavam atrelados a um sistema de coleta de esgoto.

O Gasto per capita com saúde, habitação e infraestrutura foram estatisticamente significativos para o Índice de Atendimento de Esgoto. O gasto per capita com infraestrutura afeta positivamente o Índice de atendimento de esgoto. Os sistemas de abastecimento de água e coleta de esgoto é um dos componentes da infraestrutura urbana de um município. Em um estudo publicado pelo Banco Interamericano de Desenvolvimento – BID (2000) a infraestrutura urbana pode ser classificada em: (i) econômica (transporte, energia e telecomunicações); (ii) social (sistema de água potável e esgotamento sanitário, educação, saúde, dentre outros); (iii) ambiental; e (iv) acesso ao conhecimento. Portanto, à medida que se aumenta o gasto per capita

com infraestrutura, indiretamente está sendo elevado os investimentos em saneamento básico.

Gasto per capita com saúde possui associação negativa com o Índice de atendimento de esgoto, pode-se estabelecer uma relação direta entre saneamento básico e saúde. Esse resultado significa que municípios que tem maiores gastos com saúde, tem índices de atendimento de esgoto piores. O que faz sentido, já que a falta de acesso a saneamento básico, pode ocasionar doenças, implicando em maiores gastos com saúde.

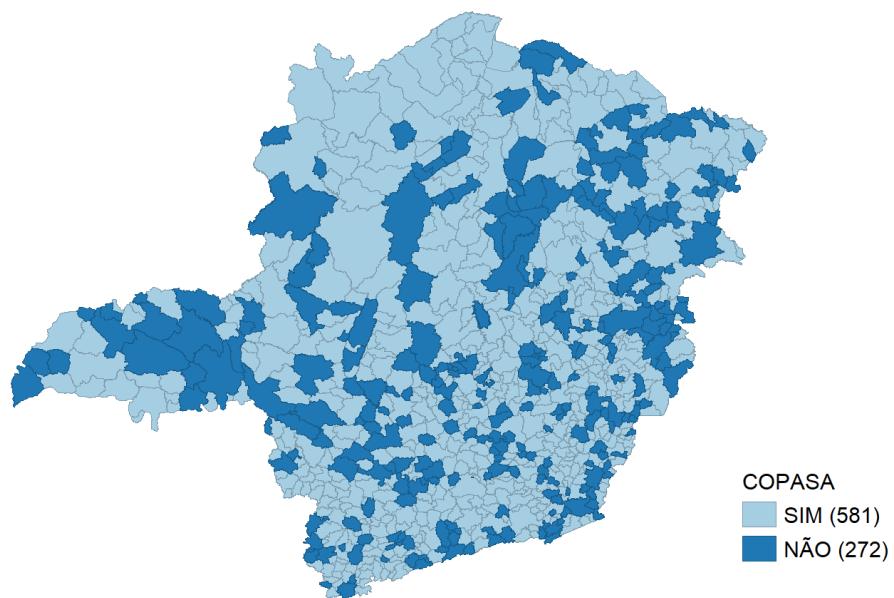
A variável dummy COPASA auferiu impacto negativo sobre o Índice de atendimento de água e esgoto. Os prestadores regionais, como Copasa e Copanor, tendem a não ser mais eficientes que os prestadores locais, como SAAE, DAMAE e Prefeituras. Os provedores públicos locais⁹ possuem os maiores indicadores de cobertura (atendimento de água e coleta de esgoto) e as menores tarifas. Esse último fato, combinado com o maior número de empregados, pode decorrer da preocupação política na gestão dessas instituições – interesse em não penalizar os consumidores-eleitores, com o aumento das tarifas, e os funcionários-eleitores, não realizando demissões. Assim, a manutenção de um grande número de empregados e de tarifas mais reduzidas – com aumento menor do que nos demais – seria utilizada com fins eleitorais devido à maior proximidade entre os governantes e seus eleitores (SCRIPTORE, 2012). A presente pesquisa corrobora o estudo de Scriptore (2012) no qual foi constatado que os prestadores públicos locais apresentam melhores indicadores de cobertura de saneamento básico em comparação aos prestadores regionais.

De acordo com o Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), a abrangência determina a capacidade de atendimento dos prestadores de serviços em relação ao número de municípios. Os prestadores regionais, são as companhias estaduais que atendem a vários municípios, como é caso da Companhia de Saneamento de Minas Gerais – COPASA MG. Os prestadores locais, por sua vez, são aqueles que atendem ao município em que está sediado. Estão aí compreendidos os serviços municipais públicos ou privados (Prefeituras e SAAEs). Em 2019, 581

⁹ Prestador local: entidade legalmente constituída para administrar serviços e operar sistema(s) no município em que está sediada, podendo atender, eventualmente e quase sempre em caráter não oficial, a frações de municípios adjacentes – os serviços municipais, públicos ou privados (SCRIPTORE, 2012).

municípios de Minas Gerais, eram tendidos apenas pela COPASA, ou eram atendidos pela COPASA e outro prestador local. De modo que COPASA estava em 68% dos municípios mineiros (Figura 7). Isto é, conforme observado na Figura 7, 272 municípios, aproximadamente 32%, possuem apenas prestadores locais, entre eles Prefeituras, SAAEs, DAMAEs.

Figura 7 - Municípios que possuem COPASA



Fonte: elaboração própria com base no programa Geoda

No caso de Minas Gerais, em que há uma grande quantidade de municípios em que a COPASA possui concessão, é relevante analisar se os índices de atendimento de água e de esgoto são maiores ou menores nos municípios em que a COPASA opera, de forma a averiguar qual o tipo de gestão é mais eficiente. Uma vez que, uma empresa gerida pelo município pode estar mais propensa a suprir as necessidades do município do que uma empresa gerida por uma dinâmica e uma lógica centralizada no Estado. Os objetivos da COPASA não são definidos pelos objetivos dos municípios. Por exemplo, a COPASA opera em grande parte dos municípios do Jequitinhonha e Norte de Minas, pois estes, possuem baixa atividade econômica e dificuldade em realizar a prestação dos serviços de saneamento básico.

Os provedores regionais não possuem um forte incentivo à eficiência e ao lucro, como os provedores privados, e estão menos sujeitos a pressões políticas do que os

provedores locais públicos, uma vez que a natureza dos serviços de água e esgoto induz a um maior relacionamento entre o eleitor e o governo local (municipal), devido à maior proximidade. (JÚNIOR; SAIANI, 2006). O desempenho dos regionais poderia ser melhor devido aos benefícios provenientes da existência de economias de escala e de densidade no setor, que são desfrutados por esse tipo de provedor – cada entidade regional oferta serviços em mais de uma localidade. Esses benefícios, contudo, não são convertidos em maior cobertura, melhor qualidade e maior eficiência (JÚNIOR; SAIANI, 2006).

Em todo modelo econométrico, cuja variável dependente é defasada espacialmente, pode-se calcular os efeitos espaciais diretos, indiretos e totais. Na Tabela 4, apresentam-se os impactos espaciais direto, indireto e total do Índice de Atendimento Total de Esgoto e são calculados de acordo com LeSage e Pace (2009). O aumento de um ponto percentual na taxa de pobreza, aufera uma redução de 0,47 no Índice de atendimento de esgoto. Um ponto percentual na taxa de escolarização, aumenta o índice de atendimento de esgoto em 0, 70. O aumento de um ponto percentual na taxa de urbanização aumenta o índice de atendimento de esgoto em 0,52. Um aumento de 1 real no PIB per capita foi relacionado a um aumento de 0,007 no Índice de atendimento de esgoto. O aumento de um ponto percentual no Índice de Gestão de Políticas Públicas¹⁰ em Saneamento aumenta o índice de atendimento de esgoto em 16,42. O impacto de 1 real no gasto per capita com habitação reduz o índice de atendimento de esgoto em 0,12. O fato de a copasa ser provedora de serviços no município implica uma redução média de 8,68 no indicador de atendimento de esgoto. O impacto de 1 real no gasto per capita com saúde reduz o índice de atendimento de esgoto em 0,01. E, por fim, o aumento de 1 real per capita no gasto com infraestrutura gera um efeito total positivo de 0,012 no índice de atendimento de esgoto.

Tabela 4 – Impactos espaciais direto, indireto e total do Índice de Atendimento Total de Esgoto

Índice de Atendimento Total de Esgoto			
Efeitos	Direto	Indireto	Total

¹⁰ O índice varia de 0 a 1 e quanto mais próximo de 1, maior é o esforço que o município faz na gestão do saneamento básico.

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

A Tabela 5 apresenta os impactos espaciais direto, indireto e total do Índice de Atendimento Total de Água. Esses resultados sugeriram que, controlando o efeito espacial, um aumento de um ponto percentual na taxa de urbanização foi associado com um aumento de 0,62 no Índice de atendimento de água, um aumento de 1 real no PIB per capita foi relacionado a um aumento de 0,005 no Índice de atendimento de água, O aumento do Índice de Gestão de Políticas Públicas gera, em média, um aumento de 4.45 no saneamento básico. O aumento de 1 real no gasto per capita com habitação implica uma redução média de 0,04 no indicador de atendimento de água.

O fato de a COPASA ser provedora de serviços no município implica uma redução média de 4,036 no indicador de atendimento de água. Um aumento de 1 real no gasto per capita com infraestrutura foi relacionado a uma redução de 0,0003 no Índice de atendimento de água.

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.

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 demonstram o forte componente da dependência especial presente nos índices de acesso a saneamento básico, através do efeito de transbordamento, ou spillovers, entre os municípios mineiros.

Na Figura 8, apresenta-se 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 índice de atendimento de água, e os valores, cuja variável dependente é índice de atendimento de esgoto. As equações 1 e 2 contidas na Figura 8 representam, respectivamente, o atendimento de esgoto de água.

Figura 8- Ilustração dos coeficientes do modelo SUR Espacial



Fonte: elaboração própria com base no programa Rstudio.

De modo geral, o déficit em esgoto é bem maior do que o déficit em abastecimento de água. A pobreza impacta mais o índice de atendimento de esgoto do que o índice de atendimento de água. Os ganhos de um aumento na escolaridade são maiores para esgotamento sanitário do que para abastecimento de água. Ou seja, a educação impacta mais o índice de atendimento de esgoto do que o de água.

A taxa de urbanização aufera mais impacto no índice de abastecimento de água do que no índice de esgotamento sanitário. Para o índice de atendimento de esgoto, a gestão local é mais importante. A gestão local impacta mais o índice de atendimento de esgoto.

Os resultados aqui apresentados sugerem que há processos no espaço que são captados pelo modelo SUR-espacial com defasagem espacial. A maioria das variáveis explicativas foram estatisticamente significativas e apresentaram, em magnitude, o sinal esperado de acordo com a literatura especificada no referencial teórico da presente pesquisa.

5. CONCLUSÕES

Primeiramente, foi realizada uma análise exploratória de dados espaciais dos índices de atendimento de água e de esgoto. Os clusters alto-alto do índice de atendimento de esgoto são aqueles compostos por cidades que possuem maior acesso a abastecimento de água rodeadas por cidades que possuem a mesma característica. Na análise de autocorrelação espacial, o acesso ao serviço de esgotamento sanitário apresentou concentração espacial, com formação de clusters alto-alto nas regiões mais urbanizadas, tal como no caso do abastecimento de água. Isto indica que, a aglomeração de municípios que possuem população urbana maior está ligada a aglomeração do acesso a abastecimento de água.

Foram identificadas também áreas de carência no acesso à rede de esgoto, caracterizadas pelas formações de clusters do tipo Baixo-Baixo, nas regiões de menor renda do Estado. Portanto as cidades tradicionalmente caracterizadas por menor Pib per capita são exatamente aquelas nas quais a população possui menor acesso a esgotamento sanitário.

De forma geral, foi encontrada uma correlação espacial no acesso aos serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, com uma estrutura espacialmente concentrada. Essa concentração espacial ocorre devido à presença de economias de escala e de densidade no setor de saneamento básico. Também foram identificados municípios com carência no acesso aos serviços de saneamento, localizados em regiões menos povoadas e de menor renda, que podem ser foco de melhoria nas políticas públicas para o setor

O objetivo deste trabalho foi realizar uma análise espacial do acesso aos índices de atendimento de água e de esgoto no Estado de Minas Gerais, para o ano de 2019. Foram identificados geograficamente os locais com altos índices de acesso a saneamento básico e alta dependência espacial no estado. Considerando esta dependência, o artigo investigou os determinantes do acesso ao saneamento básico. Esta investigação levou à conclusão de que as características econômicas e sociais dos municípios mineiros impactam os indicadores de acesso a saneamento básico, tanto no município analisado quanto nos seus vizinhos. Com destaque para as variáveis COPASA e Índice de Gestão de Políticas Públicas, a primeira gerando um alto impacto negativo e a segunda um alto impacto positivo nos índices de atendimento de água e de esgoto.

O fato de a COPASA ser provedora de serviços no município implica uma redução significativa dos índices de atendimento de esgoto e de água. Pode-se elaborar uma política pública de incentivo a cada município prover seu próprio acesso a saneamento básico. Uma vez que a natureza dos serviços de água e esgoto induz a um maior relacionamento entre o eleitor e o governo local (municipal), devido à maior proximidade. E esses provedores dentem a ofertar uma serviço melhor dado que estão mais sujeitos a sofrer pressões políticas.

O fato de o município ter a COPASA como prestador dos serviços de saneamento implica em uma significativa redução do acesso ao saneamento básico. Pode-se afirmar que o fato de a COPASA ser provedora do atendimento a água impacta negativamente mais o índice de atendimento a esgoto do que o índice de atendimento a água.

Em contrapartida, o estudo demonstrou que não só o âmbito da gestão do saneamento mas também a qualidade e o esforço em gestão impactam significativamente e de forma positiva os índices de atendimento de esgoto e de água. O aumento do Índice de Gestão de Políticas Públicas gera, em média, um aumento nos índices de atendimento de esgoto e de água, sendo o aumento de esgoto mais significativo.

De modo geral, o déficit em esgoto é bem maior do que o déficit em abastecimento de água. A pobreza impacta mais o índice de atendimento de esgoto do que o índice de atendimento de água. Os ganhos de um aumento na escolaridade são maiores para esgotamento sanitário do que para abastecimento de água. Ou seja, a educação impacta mais o índice de atendimento de esgoto do que o índice de atendimento de água. A taxa de urbanização aufera mais impacto no índice de abastecimento de água do que no índice de esgotamento sanitário.

Por fim, a principal limitação encontrada refere-se a falta da disponibilidade de dados inviabilizando a análise desse trabalho a nível nacional e ao longo de um período de tempo. Outra limitação diz respeito ao estabelecimento dos parâmetros de avaliação dos indicadores. Por mais que se tente obedecer a critérios técnicos, sempre é necessário instituir julgamentos subjetivos, os quais terão impacto sobre as conclusões

Os futuros estudos podem caminhar na direção da utilização de variáveis explicativas do modelo de regressão mais estratificadas, como, por exemplo, nível de renda (baixo, alto ou médio); ou educação (ensino fundamental, médio e graduação),

de modo a realizar uma análise Multinível. Ademais, pode-se analisar o impacto de características dos domicílios (número de banheiros, nível de educação e de renda dos chefes de família) sobre índices de acesso a saneamento ou índices de qualidade do saneamento.

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**, 126, n. 2, p. 673-687, 2016.
- ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. 1996.
- BARAT, J. O financiamento da infra-estrutura urbana: os impasses, as perspectivas institucionais, as perspectivas financeiras. **IPEA. Infra-estrutura: perspectivas de reorganização (financiamento)**. Brasília, 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 infra-estrutura urbana no município de São Paulo. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, 24, n. 70, p. 75-89, 2009.
- BRASIL, A. A. abastecimento urbano de água: panorama nacional. **Brasília: ANA**, 1, 2010.
- BREZIS, E. S.; TEMIN, P. Elites, Minorities and Economic Growth in an Interdisciplinary Perspective. **Elites, Minorities and Economic Growth**. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- CANDIDO, J. L. Falhas de mercado e regulação no saneamento básico. **INFORME ECONÔMICO (UFPI)**, 30, n. 2, 2013.
- DA MOTTA, R. S. Questões regulatórias do setor de saneamento no Brasil. **Notas técnicas**, 5, 2004.
- DE MENDONÇA, M. J. C.; GUTIERREZ, M. B. S.; SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A., 2003, **Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial**. ANPEC-AssociaÃ § o Nacional dos Centros de PÃ³s-GraduaÃ § o em
- 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**, 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**, 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**, 37, n. 4, p. 572-591, 2006.
- KOSKEI, E. C.; KOSKEI, R.; KOSKE, M.; KOECH, H. K. Effect of socio-economic factors on access to improved water sources and basic sanitation in bomet municipality, Kenya. **Research Journal of Environmental and Earth Sciences**, 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**, 27, n. 2, p. 138-163, 2004.

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

MADEIRA, R. F. O setor de saneamento básico no Brasil e as implicações do marco regulatório para universalização do acesso. 2010.

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**, 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**, 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 2020. 2020.

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

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S.; ALVIM, M.; FERREIRA, P., 2003, **Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991–2003**.

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**, 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**, 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**, 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**, 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**, 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**, 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**, 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**, 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. **Ensaios FEE**, 38, n. 1, p. 107-134, 2017.