ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO, GASTO PÚBLICO E EFICIÊNCIA DOS SERVIÇOS PÚBLICOS DE SAÚDE NO ESTADO DE GOIÁS

Pedro Luiz Soares¹ Thiago Cavalcante de Souza²

Resumo: O artigo analisa o efeito das economias de aglomeração de média centralidade e do gasto governamental sobre a eficiência dos serviços públicos de saúde dos municípios do estado de Goiás com até 50.000 habitantes. Utilizou-se como estratégia empírica a Análise Envoltória de Dados para o cálculo da eficiência relativa, estimações em painel com efeitos aleatórios e estimações probabilísticas *Tobit*. Os resultados indicam uma relação positiva entre a concentração populacional decorrente de economias de aglomeração de média centralidade e da taxa de urbanização sobre a eficiência dos serviços de saúde. O gasto público apresentou uma relação positiva, mas com magnitude ínfima, enquanto a capacidade de autofinanciamento dos municípios pesquisados indicou uma relação negativa, diferente do esperado. Esses resultados sugerem que a política de planejamento e regionalização dos serviços públicos de saúde apresenta relação não negligenciável com a eficiência desses serviços, contribuindo para a influência exercida pelo gasto público na produtividade da atenção primária e secundaria do sistema de saúde local.

Palavras-chave: Eficiência dos serviços públicos de saúde. Concentração populacional. Gasto público.

Abstract: The article analyzes the effect of medium-centrality agglomeration economies and government spending on the efficiency of health services in municipalities in the state of Goiás/Brazil, with up to 50,000 inhabitants. Data Envelopment Analysis (DEA) was used as an empirical strategy to calculate relative efficiency, random effects panel estimates, and Tobit probabilistic estimates were used to test the hypotheses. The results indicate a positive relationship between the population resulting from agglomeration economies of medium centrality and the rate of urbanization on the efficiency of health services. Public spending showed a positive relationship, but with a small magnitude, while the self-financing capacity of municipalities indicated a negative relationship, different from what was expected. These results suggest that the planning and regionalization policy of public health services has a non-negligible relationship with the efficiency of these services, contributing to the influence exerted by public spending on the productivity of primary and secondary care in the local and regional public health system.

Keywords: Efficiency of public health services. Population concentration. Public spending.

Classificação JEL: R51, R53 e R58

Área ANPEC: Área 10 - Economia Regional e Urbana

¹ Graduado em Ciências Econômicas – FACE/UFG. Assistente de Pesquisa Insper. E-mail: <u>pedrol.soares98@gmail.com</u>

² Professor da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia – FACE/UFG. E-mail: thiagocavalcante@ufg.br

1 INTRODUÇÃO

Iniciada no século XVIII, a 1ª Revolução Industrial dá a gênese de um processo generalizado de urbanização, que se espalha para outros países por meio do progresso industrial (LANDES, 2005). Em princípio, essa urbanização esteve concentrada em países desenvolvidos, perdurando por um longo período. Esse fenômeno atingiu a maioria dos países no ano de 2007, quando mais de 50% da população mundial passou a viver em cidades. Desde então, observa-se um rápido crescimento da população urbana nos países ao redor do mundo, sobretudo, nos países em desenvolvimento, quando em 2018 a população urbana triplicou em relação aos países desenvolvidos. O Brasil segue o mesmo movimento global, dado que em 2018 a proporção de população urbana do país aproximou-se de 90% (UNITED NATIONS, 2019).

No estado de Goiás, a transformação demográfica ocorreu de forma ainda mais acelerada. No Censo demográfico de 1970, 46,11% da população vivia na zona urbana, mas no Censo de 1980 o percentual passou para 67,29%. Em 2010, mais de 90% de sua população residia em área urbana (maior que a média nacional de 84%). Junto com São Paulo, Rio de Janeiro e o Distrito Federal, Goiás é uma das quatro unidades federativas mais urbanizadas do país (GOIÁS, 2011).

Como um estado com importante participação na produção agropecuária nacional possui altas taxas de urbanização? Isso é explicado pelo próprio processo de desenvolvimento da atividade agrícola no estado de Goiás, baseada em latifúndios com pouca absorção de mão de obra. A partir de um processo de "fagocitose rural" em que os grandes donos de terras vão adquirindo as terras de diversos pequenos produtores, esses vão sendo levados a buscar sua subsistência nas cidades. Dessa forma, o processo de urbanização no estado de Goiás não se deu unicamente pela migração voluntária de pessoas que buscavam melhores condições de vida, mas principalmente por meio de um êxodo forçado a partir da própria dinâmica agropecuária estadual.

A população que chega às cidades é caracterizada por ter baixa escolaridade e possuir dificuldade em encontrar trabalhos que forneçam remuneração suficiente para garantir níveis satisfatórios de moradia, alimentação, educação, etc. Há um aumento das periferias urbanas, nos índices de violência e do tráfico de drogas. Esse rápido crescimento ocorre de forma horizontal, ou seja, aumentando as bordas das cidades e diminuindo a sua densidade (GOIÁS, 2011).

Como reflexo desse processo de urbanização não planejada, emergem desafios urbanos que os gestores públicos devem enfrentar. Brockerhoff (2000) aponta quatro grandes desafios para estes países: 1. Pobreza urbana; 2. **Saúde pública**; 3. Desastres naturais; 4. Mudanças políticas. Por mais que as cidades ofereçam em média uma maior renda do que a zona rural, é perceptível que o crescimento da população urbana de baixa renda vem sendo maior do que o aumento da população urbana em si. Este movimento está relacionado ao aumento da desigualdade urbana, vista de maneira mais clara na estratificação socioeconômica do espaço, assim como pela diferença entre as taxas de mortalidade infantil e presença de doenças crônicas entre bairros de baixa, média e alta renda (BARROS, 2011; FRUMKIN, 2002).

No campo da saúde pública, observa-se a carga de doenças relacionadas à provisão insuficiente de saneamento básico, das rotinas e hábitos da população urbana (como obesidade e acidentes de trânsito) doenças respiratórias, doenças crônicas e deterioração da saúde mental. Com a expansão da malha urbana, terras que antes absorviam a água da chuva tornam-se impermeáveis, dificultando o processo de "abastecimento" dos lençóis freáticos, além de levar diversos agentes poluidores presentes no solo. Essa impermeabilidade é ainda mais dramática em países menos desenvolvidos, onde o crescimento das cidades não é planejado na maioria das vezes, levando a população a ficar vulnerável a fortes enchentes e ilhas de calor (BARROS, 2011; BROCKERHOFF, 2000; FRUMKIN, 2002).

O rápido aumento da demanda por serviços públicos como saúde, educação e segurança, bem como da expansão das estruturas de saneamento e energia contrasta com a capacidade limitada dos municípios em se autofinanciar e, consequentemente, de provê-los, levando a uma queda no bem-estar social (NADALIN; IGLIORI, 2015; NUNES, 2016; PALOS, 2006). Além disso, Carruthers e Ulafarsson (2003) discutem que a relação entre densidade urbana e os custos de provisão de serviços públicos não são consistentes e são muitas vezes contraditórios. Dessa forma teoriza-se que a relação entre essas duas variáveis tenha o formato de U, demonstrando primeiramente a existência de economias e posteriormente de deseconomias de aglomeração.

Em relação à eficiência dos serviços públicos, os estudos aparentam demonstrar a existência de economias de escala³ na sua provisão. Palos (2006) em um estudo para o Brasil chega à conclusão da existência de uma relação positiva entre a eficiência dos serviços públicos e a população total dos municípios, a densidade demográfica e a taxa de urbanização. Sousa e Stosic (2005), também analisando o Brasil, constatam a existência de uma relação positiva entre eficiência e tamanho do município. Por fim, De Borger *et al.* (1994) chega à mesma conclusão, mas analisando municípios belgas.

Contudo, os serviços públicos de saúde são um caso especial, pois além da pressão pela demanda por uma melhor distribuição espacial das unidades de atendimento (dado o crescimento das cidades), há ainda pressões indiretas pelas externalidades negativas do crescimento rápido e desordenado das cidades na saúde pública (FRUMKIN, 2002; BARROS, 2011). Dessa forma, Oliveira Neto (2007) também observa uma relação positiva entre a eficiência dos serviços públicos de saúde e a população total dos municípios, mas uma relação negativa com a população urbana. Já no trabalho de Almeida (2010), a variável taxa de urbanização sequer apresenta ser estatisticamente significativa. Em complemento, Amaral (2009) demostra haver uma clara diferença entre a estrutura espacial da distribuição dos serviços de saúde no Brasil e na Grã-Bretanha. Apresentando-se espacialmente concentrada em municípios maiores no caso brasileiro, mas não sendo estatisticamente significativa no caso britânico.

Visando contribuir para o debate da relação entre a concentração populacional e a eficiência dos serviços públicos de saúde, o presente trabalho tem como objetivo geral analisar a importância das economias de aglomeração e do investimento na eficiência dos serviços públicos de saúde nos municípios do estado de Goiás com até 50.000 habitantes⁴, no período de 2013 e 2018. A escolha pelo estado de Goiás demonstra ser oportuna devido ao seu rápido processo de urbanização e do seu corrente alto grau de urbanização. Além disso, a escolha de analisar cidades pequenas é interessante no sentido de entender como o sistema de saúde desses municípios se comporta a luz do processo de urbanização do estado.

A partir dessa discussão, os objetivos específicos são: i) especificar a eficiência dos municípios goianos na aplicação dos recursos na saúde pública ao longo do período estudado; ii) identificar a dinâmica demográfica dos municípios estudados em relação ao estado de Goiás; iii) estimar os efeitos da concentração demográfica e do investimento público na eficiência do sistema público de saúde dos municípios sob análise. Portanto, este trabalho busca responder a seguinte pergunta problema: qual o efeito das economias de aglomeração e do gasto público em saúde sobre a eficiência dos serviços públicos de assistência à saúde no estado de Goiás? A hipótese adotada é de que esses serviços se aproveitam das economias de aglomeração, sendo mais eficientes em municípios com maiores potenciais para a existência dessas economias.

Para obter a resposta para essa pergunta foram utilizados dados demográficos, de financiamento público e de assistência pública à saúde, oriundos de diversas fontes de pesquisa. Como estratégia empírica, adotou-se a Análise Envoltória de Dados – DEA, análise exploratória de dados demográficos por meio do índice de Hirschman-Herfindahl, além de estimações em painel com efeitos aleatórios em Mínimos Quadrados Generalizados e modelos de probabilidade Tobit.

Os resultados mostram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre as variáveis concentração populacional e taxa de urbanização com a eficiência dos serviços públicos de saúde. Em relação ao gasto público também foi encontrada uma relação positiva, mas com magnitude praticamente igual a zero, já a variável de capacidade de autofinanciamento demonstrou uma relação negativa. Esses resultados demonstram a existência de ineficiências nos gastos com saúde e explicita que a saúde não apresenta ser uma das prioridades alocativas em municípios com maior independência financeira.

O trabalho está dividido em cinco seções principais incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta a revisão teórica e os resultados empíricos sobre o tema. Na seção 3 é descrita a base de dados e a estratégia

³ Economia de escala consiste no caso em que a produção aumenta em proporção maior que o custo (PINDYCK, 2013). No caso dos serviços de saúde mais complexos, os seus altos custos fixos são distribuídos quanto mais procedimentos são realizados, reduzindo os custos médios. Dessa forma, esses serviços de saúde se beneficiam de economias de escala ao se encontrarem em regiões altamente densas em população.

⁴ Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), municípios com menos de 50.000 habitantes são categorizados como cidades pequenas ou de pequeno porte.

metodológica. Em seguida, a seção 4 expõe e discute os resultados encontrados. Por último, a seção 5 discorre sobre as considerações finais.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Esta seção busca apresentar o referencial teórico que dará base para as posteriores análises, bem como a revisão da literatura empírica que estabelece relações entre a distribuição e eficiência dos serviços de saúde pública e as diversas estruturas urbanas. Ela está organizada em três subseções: a primeira e a segunda abordam como é feita a gestão do Sistema Único de Saúde (SUS) e explicam o referencial teórico adotado respectivamente; já a terceira aponta e descreve estudos realizados que abordam o tema desse trabalho.

2.1 Sistema Único de Saúde

Conforme disposto na Constituição de 1988 e na lei nº 8.080/90, o SUS foi criado com o objetivo de identificar e divulgar os fatores condicionantes de determinantes da saúde, formular política de saúde destinada a promover a redução de riscos de doenças e outros agravos, além de prestar assistência às pessoas por intermédio de ações de promoção proteção e recuperação da saúde. Para tanto, foram estabelecidas as seguintes diretrizes e princípios tecnoassistenciais: 1. Universalidade; 2. Igualdade; 3. Equidade; 4. Integralidade; 5. Intersetorialidade; 6. Direito à informação; 7. Autonomia das pessoas; 8. Resolutividade; e 9. Base epidemiológica (BRASIL, 1990a; CARVALHO, 2013).

Além disso, o SUS possui como princípios organizacionais a descentralização, a regionalização, a hierarquia de serviços e a participação da sociedade (AMARAL, 2009). Esses princípios, em especial a descentralização político-administrativa e a regionalização, tem como finalidade a adequação do sistema conforme as necessidades particulares da população em relação à saúde, buscando uma melhor alocação desses recursos (ALMEIDA, 2011; GUIMARÃES, *et al.* 2006). Para haver uma melhor integração da gestão do SUS entre os diversos entes federados foram criadas as Comissões Intergestores Bipartite – CIB (estados e municípios) e Tripartite – CIT (União, estados, municípios e Distrito Federal). Estas comissões têm por objetivos definir diretrizes sobre a gestão compartilhada, de forma a coordenar as ações e os serviços de saúde entre si (BRASIL, 1990a).

Ainda de acordo com esses princípios, no ano de 2011 a CIT estabeleceu as diretrizes para a instituição de Regiões de Saúde, que ficaria a cargo de cada CIB. Essas regiões são compostas por municípios limítrofes que compartilham de identidades culturais, econômicas, sociais, de redes de comunicação e infraestrutura de transportes. Os objetivos principais da organização das regiões de saúde são garantir a integralidade do acesso à saúde, impedir a duplicação de meios e reduzir as desigualdades locais e regionais (BRASIL, 2011). O estado de Goiás possui 18 regiões de saúde, cada uma com um município polo, distribuídas em 5 macrorregiões (GOIÁS, 2018).

Assume-se que uma maior participação de governos subnacionais (estados e municípios), no financiamento e nos gastos em saúde, implique em uma maior responsabilidade desses com os cidadãos que demandam esses serviços. A distribuição de responsabilidade quanto à provisão dos serviços de saúde pode ser sumarizada como segue: 1. A provisão de serviços de atenção básica compete ao município; 2. Serviços de média complexidade e a coordenação do sistema são de responsabilidade dos estados; 3. Os serviços de alta complexidade e a determinação das diretrizes básicas ficam a cargo do governo federal (ALMEIDA, 2011; BRASIL, 1990a).

2.2 Teoria do Lugar Central e Economias de Aglomeração

Segundo Vlahov e Galea (2002) existem três principais temas na área de saúde urbana. O **ambiente social** que se refere às propriedades da comunidade urbana que influenciam o comportamento do indivíduo impactando em sua saúde. O segundo tema diz respeito ao **ambiente físico**, onde entram questões ligadas à infraestrutura física da cidade impactando na saúde dos indivíduos. Por fim, temos o tema ligado à **provisão de serviços de saúde e assistência social**, sendo onde este trabalho se insere.

Aqui estão as preocupações sobre o acesso e disponibilidade desses serviços além da promoção de saúde. Ele aponta três principais eixos temáticos: 1. Disparidade na qualidade e quantidade de serviços

oferecidos e consumidos pela população mais pobre ou pertencente às minorias; 2. Diferenças de renda entre vizinhos próximos associados a diferenças na qualidade de serviços de cuidado; 3. **Diferença na quantidade, qualidade e diversidade dos serviços de cuidado entre cidades de diferentes portes ou entre áreas rurais e urbanas** (VLAHOV; GALEA, 2002).

Este trabalho busca, conforme o objetivo geral exposto anteriormente, verificar a existência de economias (ou deseconomias) de aglomeração no desempenho da provisão de serviços públicos de saúde. Dessa forma adotou-se como referencial teórico a Teoria do Lugar Central desenvolvida por Christäller (1966), além do conceito de Economias de Aglomeração.

A Teoria do Lugar Central aponta para a existência de diferentes hierarquias entre as cidades conforme a sua oferta de bens e serviços (SILVA, 2011). Esta teoria possui dois conceitos-chave para que se possa analisar a formação de redes urbanas: o **limite crítico** e o **alcance**. O **limite crítico** corresponde ao nível mínimo de demanda necessário para estimular a oferta de um bem ou serviço, já o **alcance** é a distância máxima que um consumidor está disposto a se deslocar para efetivar essa demanda. Dessa forma pode-se representar o **limite crítico** pelo menor círculo concêntrico que justifique a oferta de um serviço por uma cidade e o *alcance* como o maior círculo concêntrico que define sua área de influência (AMARAL, 2009; GUIMARÃES, *et al.* 2006; SIMÕES, *et al.* 2004).

As regiões de influência das cidades são inversamente proporcionais aos custos de transporte e elasticidade-preço dos bens e serviços ofertados. Portanto, bens inferiores que possuem uma maior frequência de compra tendem a ser ofertados de forma dispersa no território, enquanto bens de ordem superior que possuem uma menor frequência de compra, ou que se baseiam em economias de escala, são ofertados de forma mais concentradas e em centros urbanos com um maior nível hierárquico (MONASTERIO; CAVALCANTE, 2011).

Assume-se assim, que um núcleo urbano é aquele que atua como centro de serviços para a sua área de influência, sendo o seu nível hierárquico definido conforme a especificidade dos bens ofertados. O resultado do modelo de Christäller é um sistema de cidades com diferentes áreas de influência, mas que são complementares e interdependentes entre si. Contudo, em países periféricos, como o Brasil, onde existe uma alta desigualdade da distribuição de renda, desigualdades regionais, além de gastos mal planejados e inconstantes, espera-se que a rede urbana seja composta por porosidades e justaposições, ou seja, regiões que não são alcançadas pela oferta, além da existência de áreas de influência com mesmo nível hierárquico que coincidem (SIMÕES, *et al.* 2004).

Os serviços de saúde podem se encontrar nos dois espectros. Enquanto existem serviços que são procurados com mais frequência, outros possuem uma frequência e uma densidade espacial de demanda bem menores, além de envolverem uma maior tecnologia. Sendo assim, é de se esperar que a distribuição desses serviços varie conforme a sua complexidade em que a oferta de serviços de baixa complexidade esteja mais distribuídos entre os diversos centros urbanos, enquanto serviços de alta complexidade estejam mais concentrados em núcleos urbanos de maior nível hierárquico.

Economias de aglomeração consistem em forças que atuam sobre firmas e pessoas fazendo com que elas escolham se localizar próximas umas das outras. Ela pode ser dividida em economias de localização (MARSHALL, 1982), quando atuam de forma a especializar o município, e em economias de urbanização, quando atuam no sentido de diversificar o município (JACOBS, 1969). Existem quatro tipos de economias de aglomeração que geram tanto economias de localização quanto economias de urbanização: 1. Insumos compartilhados; 2. Mercado de trabalho compartilhado; 3. *Matching* no mercado de trabalho; e 4. *Spillovers* de conhecimento (O'SULLIVAN, 2012).

As economias de aglomeração geram ganhos de produtividade e diminuição de custos e estão presentes principalmente em serviços que possuem altos custos e uma alta variabilidade em seu quadro de funcionários, como são os serviços de saúde (SILVA; SILVA; PORTO JÚNIOR, 2018). Contudo, há um ponto em que o processo de urbanização passa a exercer externalidades negativas sobre os agentes, geralmente chamadas de deseconomias de aglomeração (O'SULLIVAN, 2012). Dessa forma, o processo de urbanização e concentração populacional pode ter efeito ambíguo sobre a eficiência dos serviços públicos de saúde, sendo esse efeito o que este trabalho procura estimar.

2.3 Revisão da literatura

Muitos trabalhos que possuem como objetivo analisar a eficiência do gasto público (tanto de forma geral quanto especificamente na área da saúde) usam variáveis de densidade, taxa de urbanização e população como formas de verificar a existência de economias de escala. Podem ser citados os estudos elaborados por Oliveira Neto (2007), Palos (2006), Almeida (2010), Sousa e Stosic (2005)⁵. Outros trabalhos, no entanto, buscam identificar como a oferta de serviços de saúde pública se distribuem no espaço, não necessariamente buscando analisar sua eficiência. São exemplos desses Simões *et al.* (2004), Rodrigues *et al.* (2007), e Afonso e Perobelli (2018).

Oliveira Neto (2007) utilizou uma base de 3.365 municípios brasileiros para estimar uma fronteira eficiente do gasto em saúde e buscar explicações para os seus diferentes níveis de eficiência. Para isso, aplicou o método da Análise Envoltória de Dados (DEA – Data Envelopment Analysis) com rendimentos variáveis e orientação para insumos, em conjunto com a aplicação de um modelo de regressão Tobit (DEA em dois estágios). Os resultados mostram uma relação positiva entre a eficiência dos gastos em saúde e a variável "população total", uma relação negativa para a variável "população urbana" e uma relação positiva para infraestrutura urbana. Esses resultados corroboram com a hipótese da existência de economias de escala para os serviços públicos de saúde e para a existência de bolsões de pobreza ao redor dos centros urbanos que comprometem a eficiência dos gastos.

Palos (2006) também utilizou o método DEA para construir índices de eficiência e o cálculo do índice de Malmquist de produtividade total de 3.116 áreas mínimas comparáveis (AMCs), para os anos de 1991 e 2000. Com os índices em mãos o autor utilizou métodos econométricos para verificar se os desmembramentos municipais ocorridos nos anos 1990 contribuíram para reduzir a eficiência da despesa municipal. Os resultados obtidos revelam que a escala de provisão dos serviços públicos possui efeito positivo sobre a eficiência (economias de escala), os coeficientes das variáveis "população", "densidade demográfica" e "taxa de urbanização" são estatisticamente significativos e positivos. Além disso, AMCs que tiveram desmembramentos municipais apresentaram uma maior perda de eficiência durante o período.

Almeida (2010) utilizou da mesma estratégia metodológica de Oliveira Neto (2007) – DEA em dois estágios –, mas com o uso de um modelo econométrico de dados em painel com efeitos fixos. O objetivo foi verificar a relação entre a descentralização fiscal e a eficiência da saúde pública no Brasil entre 1996 e 2007. Como variáveis socioeconômicas foram utilizadas "PIB *per capita*", "taxa de pobreza" e "grau de urbanização". Contudo, apenas o coeficiente da segunda variável obteve significância estatística, mostrando uma relação negativa entre a taxa de pobreza e a eficiência dos serviços públicos de saúde, sendo as outras duas variáveis descartadas do modelo final.

Sousa e Stosic (2005), com uma base com 4.796 municípios brasileiros (493 observações foram retiradas por apresentarem uma população de zero pessoas e 127 observações não apresentavam dados sobre gastos correntes), utilizaram tanto a metodologia DEA, quanto *free disposal hull* (FDH)⁶, para analisar a eficiência técnica desses municípios. Além disso, os autores usaram o método *Jackstrap*⁷ para reduzir o efeito de *outliers* e possíveis erros na base de dados (foram retiradas mais 41 observações através desse método). Os resultados demonstram a existência de economias de escala, dado que municípios menores tendem a ser menos eficientes em ambos os métodos.

Simões *et al.* (2004) e Rodrigues *et al.* (2007) utilizaram da análise de *clusters* e da análise exploratória de dados espaciais (AEDE) para identificar e analisar a rede urbana da oferta de serviços de saúde no estado de Minas Gerais e nas macrorregiões do Brasil, respectivamente. Usando dados de 2002, ambos estudos chegam a resultados que mostram a existência de grandes vazios na oferta de serviços de saúde, com vários lugares tendo total abstinência de equipamentos e recursos humanos necessários para a execução de procedimentos médicos básicos. Também concluem que essas diferenças refletem as próprias disparidades nos índices socioeconômicos ao longo do território, além da deficiência no planejamento das

⁵ Nesses trabalhos é considerada a eficiência técnica, ou seja, um resultado da alocação ótima de recursos de forma que haja a maximização da produção e minimização dos insumos. Esta será a definição adotada ao longo desta monografia.

⁶ Consiste numa técnica semelhante ao DEA, mas que não é necessário estabelecer hipóteses sobre convexidade da fronteira de produção.

⁷ Jackstrap consiste em uma técnica de reamostragem que combina as técnicas Jacksnife e Bootstrap.

políticas públicas e na definição de prioridades na alocação dos recursos públicos.

Especificamente para o estado de Minas Gerais, demonstram a existência de grandes vazios na oferta desses serviços na região norte e uma clara concentração do atendimento básico e avançado na região centro-sul do estado (SIMÕES, *et al.* 2004). Para a análise das macrorregiões brasileiras, a maioria também apresentou a existência de uma alta correlação espacial da oferta de serviços público de saúde, com exceção da macrorregião Sul, onde a oferta apresenta ser mais integrada e espacialmente distribuída (RODRIGUES *et al.* 2007).

Por fim, Afonso e Perobelli (2018) analisam a distribuição dos serviços de saúde nos municípios brasileiros nos períodos de 2007 e 2014. Para isso, foram construídos indicadores sínteses para a oferta dos serviços públicos de saúde por meio da análise fatorial e examina a sua distribuição por meio da análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Os resultados indicam uma oferta heterogênea dos serviços públicos de saúde, mas um baixo índice de correlação espacial. As regiões Sul, Sudeste e Nordeste são as que apresentam maior concentração desses serviços, sendo que a nível municipal eles estão concentrados nas capitais e em municípios polos de atenção à saúde. Os autores, contudo, não apresentam hipóteses possíveis para explicar essa concentração.

Em síntese, por meio da literatura apresentada, observa-se que tanto a oferta quanto a eficiência dos serviços de saúde apresentam relação com variáveis representativas da estrutura urbana: densidade demográfica, população, população urbana e taxa de urbanização. Demonstram, contudo, efeitos diversos. Os trabalhos que analisam a estrutura espacial da oferta de serviços de saúde mostram uma concentração desses em municípios maiores e mais ricos. Os trabalhos que analisam os determinantes da eficiência desses serviços mostram que a sua concentração é devida as economias de escala inerentes, contudo também mostram que os bolsões de pobreza encontrados nas metrópoles podem diminuir, ou até neutralizar, esse efeito. Além do mais, municípios tidos como centrais oferecem uma maior gama de amenidades que acabam por atrair um maior número de profissionais de saúde, contribuindo para a oferta desigual de serviços de saúde no espaço.

3 METODOLOGIA

Esta seção explica a metodologia adotada pelo trabalho e está dividida em quatro subseções: a primeira que aborda a construção da base de dados; a segunda e terceira explicam o cálculo dos índices de concentração populacional e eficiência dos serviços públicos de saúde, respectivamente; a quarta e última trata da estratégia econométrica adotada.

3.1 Base de dados

A base foi construída a partir de informações do Sistema de Informação Ambulatorial do SUS (SIA/SUS), Sistema de Informação Hospitalares (SIH/SUS), Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), Banco de Dados Estatísticos do Estado de Goiás (BDE/GO), Sistema Nacional de Informação sobre Saneamento (SNIS), Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (SICONFI/STN), Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) e da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

O estado de Goiás possui 246 municípios. Sendo assim, uma base para análise entre os anos de 2013 e 2018 possuiria 1.476 observações (246 × 6 anos). Contudo, ao se construir a base de dados, percebeu-se algumas inconsistências de forma que alguns municípios tiveram que ser retirados. Ao todo foram retirados 72 municípios por não apresentarem dados sobre a receita total, despesa total, receita tributária própria, transferências intergovernamentais ou gastos em saúde em algum dos anos analisados, 18 municípios por não apresentarem dados a respeito da taxa de acesso à água tratada em algum dos anos analisados, 3 municípios por não apresentarem dados sobre evasão escolar e 2 municípios por não apresentarem informação sobre as variáveis consideradas como insumo na aplicação da DEA. Além disso, foram retirados 6 municípios que demonstraram ser observações influentes durante a aplicação da DEA. Por fim, de forma a minimizar os efeitos dos municípios mais populosos na análise, foram considerados apenas municípios com população menor que 50.000 habitantes. Dessa forma, a base de dados final é formada por 135

municípios ou 810 observações para os 6 anos, tratando-se de um painel balanceado8.

As variáveis utilizadas nas análises, bem como sua composição e fonte podem ser observadas no Quadro 1 abaixo:

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Legenda	Variável	Composição	Fonte
R_{it}^{9}	Índice de eficiência	DEA	Elaboração própria
sR_{it}	Índice de super-eficiência	DEA	Elaboração própria
UBS_{it}	Número de UBS	-	CNES/SUS
enferm _{it}	Número de enfermeiros	-	CNES/SUS
nutri _{it}	Número de nutricionistas	-	CNES/SUS
leitos _{it}	Número de leitos	-	BDE-GO/IMB
$ambul_{it}$	Número de procedimentos ambulatoriais	-	SIA/SUS
intern _{it}	Número de internações	-	SIA/SUS
exames _{it}	Número de exames	-	SIA/SUS
consul _{it}	Número de consultas	-	SIA/SUS
$mort.inf_{it}$	Taxa de mortalidade infantil	-	SIM
mort.evit _{it}	Taxa de mortalidade por causas evitáveis	-	SIM
$mort_{it}$	Taxa de mortalidade total	-	SIM
I_{it}	Índice de concentração populacional	Índice de concentração de Hirschman-Herfindahl	Elaboração própria (IBGE)
$tx.urb_{it}$	Taxa de urbanização	-	SNIS
tx.água _{it}	Taxa de acesso à água tratada	-	SNIS
tx. evasão _{it}	Taxa de evasão do ensino médio	-	INEP
escala _{it}	Dummy para escala hospitalar	Presença de ao menos um hospital de média/alta complexidade	CNES/SUS
$pib.pc_{it}$	PIB per capita	-	BDE-GO/IMB
$capac_{it}$	Capacidade de autofinanciamento	Razão da receita tributária própria e despesas totais	SINCONFI/STN
g. saude _{it}	Despesas municipais com saúde <i>per capita</i>	-	SINCONFI/STN
D.regiões _{it}	Dummy para as Regiões de Saúde (região Central como base)	-	Elaboração própria

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.2 Índice de concentração populacional

Para mensurar a capacidade de um município apresentar possíveis economias de aglomeração, foi utilizado o índice de concentração de Hirschman-Herfindahl adaptado para o uso populacional. O cálculo do índice pode ser visto abaixo:

⁸ Todos os municípios situados na região de saúde "Entorno Sul" acabaram excluídos da amostra final.

⁹ O subscrito *i* refere-se ao município e o subscrito *t* refere-se ao período de 2013 a 2018.

$$I_{it} = \left(\frac{p_{it}}{\sum_{i=1}^{N} p_{it}} \times 100\right)^2 \tag{1}$$

Em que:

 p_{it} é a população no município i no período t; e $\sum_{i=1}^{N} p_{it}$ é a soma da população de todos os municípios N no período t.

Dessa forma, o índice pode variar de 0 a 10.000, sendo 0 quando o município não possui população e 10.000 quando ela concentra toda a população do estado. Mensurar economias de aglomeração não é algo simples e, por mais que já seja conhecido que as cidades crescem para se aproveitar desse tipo de economia, muitos estudos acabam por utilizar variáveis como densidade urbana, taxa de urbanização ou população total como proxys. Contudo, essas variáveis acabam por medir mais a aglomeração do que o processo de economias de aglomeração em si (LEMELIN; RUBIERA-MOROLLÓN; GÓMEZ-LOSCOS, 2012).

3.3 Análise Envoltória de Dados (DEA)

A DEA consiste em uma metodologia não-paramétrica de estimação de uma função de produção por meio da solução de um problema de programação linear, que possibilita a análise de eficiência relativa por unidades tomadoras de decisão (DMU – Decision Making Units)¹⁰. A escolha dessa metodologia se deve a sua flexibilidade, pois não é necessário definir previamente uma forma funcional para a função de produção, além de suportar o uso de múltiplos insumos/produtos, inclusive não monetários. Essa estratégia empírica é a mais difundida entre os estudos que tratam tanto do estudo da eficiência dos Sistemas de Saúde (AFONSO; AUBYN, 2006; OLIVEIRA NETO, 2007; ALMEIDA, 2010) quanto do estudo da eficiência pública como um todo (SOUSA; STOSIC, 2005; DE BORGER et al., 1994; PALOS, 2006).

O índice de eficiência obtido através dessa metodologia é relativo, pois a fronteira de eficiência resultante é delimitada pelas DMUs eficientes, que servem de referência para as demais. A ineficiência é observada através da distância que a DMU se encontra da fronteira eficiente, de modo que pode ser analisada por duas perspectivas: 1. Orientada para insumos: fixa a quantidade produzida e minimiza os insumos (distância horizontal); 2. Orientada para produtos: fixa a quantidade de insumos e maximizar o produto (distância vertical).

O modelo considerado neste trabalho foi orientado para produto e com retornos variáveis de escala. Essa escolha é devido a certa rigidez na variação dos insumos e a existência de diversos tipos de retornos de escala na produção de serviços de saúde (conforme visto na seção 2). Dessa forma, a medida de eficiência ϕ é obtida pela solução ótima do problema de programação linear abaixo:

$$max_{\phi,\lambda}\phi$$
 (2)

Sujeito a:

$$X\lambda \le X_o,\tag{3}$$

$$\begin{array}{l} X\lambda \leq X_o, \\ \phi Y_o - Y\lambda \leq 0, \\ \lambda \geq 0, \end{array} \tag{3}$$

$$\lambda \ge 0,$$
 (5)

$$N1'\lambda = 1 \tag{6}$$

Em que:

N é a quantidade de DMU;

 ϕ representa a medida de eficiência, variando entre $1 \le \phi \le \infty$;

X é a matriz da quantidade de insumos de dimensão $M \times N$, onde M é o número de insumos;

Y é a matriz da quantidade de produtos de dimensão $S \times N$, onde S é o número de produtos;

N1 é um vetor de valores unitários com N elementos; e

 λ é um vetor dos pesos atribuídos aos insumos e produtos com N elementos.

O resultado obtido pode ser transformado em um índice de eficiência técnica pela equação:

$$R = 1/\phi \tag{7}$$

Em que $0 \le R \le 1$ e quando R = 1 a DMU é considerada eficiente.

Uma desvantagem dessa metodologia é que não tem como diferenciar as DMUs eficientes, de modo

¹⁰ Os gestores municipais de saúde, no caso deste trabalho.

que a estimação de uma regressão linear por meio de mínimos quadrados ordinários geraria estimadores viesados e inconsistentes, pois a variável dependente teria observações "censuradas". Dessa forma, além do índice de eficiência "clássico" foi calculado o índice de supereficiência 11 que permite com que os índices de eficiência das DMUs eficientes sejam maiores que um, mas sem alterar os índices da DMUs ineficientes.

O uso da supereficiência também permite identificar, com maior clareza, quais são as DMUs tidas como observações influentes, sendo que seis municípios foram retirados da amostra através desse método. Contudo, o uso da supereficiência traz consigo uma maior rigidez na escolha de insumos, pois o modelo se torna impossível quando não é possível atingir a fronteira de eficiência a partir da DMU eficiente (principalmente nos extremos da função).

O Quadro 2 traz quais variáveis foram considerados como insumos e produtos dos serviços públicos de saúde. Optou-se pelo uso de variáveis em nível de modo a captar diversos rendimentos de escala que cada DMU pode vir a apresentar. Essa escolha foi subsidiada por meio dos trabalhos de Oliveira Neto (2007), Almeida (2011), Afonso e Aubyn (2006) que utilizaram as variáveis número de médicos, enfermeiros, leitos públicos e consultórios como insumo e consultas, internações, expectativa de vida e taxa de mortalidade infantil como produto. Além disso, utilizou-se de variáveis tanto de consideradas como *outputs* (procedimentos ambulatoriais, internações, exames e consultas) como *outcomes* (taxa de mortalidade, mortalidade infantil e mortalidade por causas evitáveis), com o objetivo de mensurar a eficiência dos serviços de saúde não só do ponto de vista técnico, mas também de bem-estar.

Quadro 2 – Variáveis selecionadas para a Análise Envoltória de Dados

Inputs	Outputs/Outcomes	
Número de UBS	Número de procedimentos ambulatoriais	
Número de enfermeiros	Número de internações	
Número de nutricionistas	Número de exames	
Número de leitos	Número de consultas	
	Taxa de mortalidade infantil	
	Taxa de mortalidade por causas evitáveis	
	Taxa de mortalidade total	

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.4 Estratégia econométrica

Foram estimados dois grupos de modelos econométricos em painel. O primeiro grupo de modelos foram estimados por meio do método de Mínimos Quadrados Generalizados com efeitos aleatórios e o segundo grupo foi estimado por meio do método probabilístico Tobit. A escolha por um painel com efeitos aleatórios se deu ao resultado do teste de Hausman, onde se observou que a estimação deste era a mais adequada ($\chi^2(8) = 4,9017$; p-valor = 0,768).

A principal característica do modelo com efeitos aleatórios é considerar um intercepto comum para todas as observações, de forma a representar o seu valor médio. As diferenças individuais de cada observação consistem, portanto, nos desvios dos interceptos individuais desse valor, representados pelo componente de erro ε_i , que acrescido ao erro idiossincrático u_{it} formam o termo de erro composto do modelo w_{it} (GUJARATI; PORTER, 2011).

As equações 7, 8 e 9 representam as especificações utilizadas na estimação dos modelos de efeitos aleatórios. A primeira considera as variáveis representativas da capacidade orçamentária do município (Capacidade de autofinanciamento e Despesas municipais com saúde *per capita*). A segunda acrescenta as variáveis de controle socioeconômicas (Taxa de urbanização; Taxa de acesso à água tratada; Taxa de evasão do ensino médio; *Dummy* para escala hospitalar; e PIB *per capita*). Por fim, a terceira especificação acrescenta *dummies* para as regiões de saúde, de modo a verificar a presença de características regionais na eficiência dos serviços públicos de saúde. Em todos os casos, foi utilizado o índice de super-eficiência como variável dependente, conforme discriminação das variáveis expostas no Quadro 1.

¹¹ Consiste na distância entre a DMU eficiente e a fronteira eficiente calculada sem a presença dessa DMU.

Especificação 1:
$$sR_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 g. saúde_{it} + \beta_3 capac_{it} + w_{it}$$
 (8)

Especificação 2:
$$sR_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 g. saúde_{it} + \beta_3 capac_{it} + \beta_4 pib. pc_{it} + \beta_5 escala_{it} + \beta_6 tx. urb_{it} + \beta_7 tx. água_{it} + \beta_8 evasão_{it} + w_{it}$$
 (9)

Especificação 3:
$$sR_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 g. saúde_{it} + \beta_3 capac_{it} + \beta_4 pib. pc_{it} + \beta_5 escala_{it} + \beta_6 tx. urb_{it} + \beta_7 tx. água_{it} + \beta_8 evasão_{it} + \beta D. região_{it} + w_{it}$$
 (10)

O grupo de modelos estimados pelo método probabilístico Tobit foi utilizado pelo fato da variável de eficiência R_{it} ser censurada em 1. Este método é recomendável quando se está trabalhando com índices de eficiência estimados através da DEA, conforme Oliveira Neto (2007) e Afonso e Aubyn (2006). Como essa metodologia cria índices relativos de eficiência, todas as DMUs eficientes apresentam o mesmo valor, de forma que mesmo que apresentem diferenças em termos de eficiência todas essas observações estão limitadas ao valor 1.

A estimação de modelos tobit é feita pelo método de máxima verossimilhança e a equação 10 expressa estatisticamente o modelo.

$$R_i = \beta_0 + \beta_2 X_i + u_i$$
 se lado direito < 1
1 caso contrário (11)

As equações 11, 12 e 13 mostram as especificações estimadas. Elas são idênticas ao dos modelos com efeitos aleatórios com a diferença de que a variável dependente é o índice de eficiência padrão obtido pela DEA, conforme variáveis definidas no Quadro 1.

Especificação 1:
$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 g. saúde_{it} + \beta_3 capac_{it} + u_{it}$$
 (12)

Especificação 2:
$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 g. saúde_{it} + \beta_3 capac_{it} + \beta_4 pib. pc_{it} + \beta_5 escala_{it} + \beta_6 tx. urb_{it} + \beta_7 tx. água_{it} + \beta_8 evasão_{it} + u_{it}$$
 (13)

Especificação 3:
$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 g. saúde_{it} + \beta_3 capac_{it} + \beta_4 pib. pc_{it} + \beta_5 escala_{it} + \beta_6 tx. urb_{it} + \beta_7 tx. \acute{a}gua_{it} + \beta_8 evasão_{it} + \beta D. região_{it} + u_{it}$$
 (14)

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A seguinte seção apresenta os principais resultados encontrados, bem como discute suas implicações, tendo como base o referencial teórico apresentado. Ela está dividida em duas subseções, a primeira apresenta as estatísticas descritivas e a segunda os resultados dos modelos econométricos estimados.

4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 reporta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para a estimação do índice de eficiência relativa dos serviços de saúde pública. Dentre as variáveis de produto, as que demonstraram ocorrer com uma maior frequência foram os procedimentos ambulatoriais e consultas. Já em relação as variáveis de insumo, há uma maior média de enfermeiros e leitos no estado.

Quirinópolis é o município que apresenta o maior número de procedimentos ambulatoriais. O município faz parte da região de saúde "Sudoeste I", possuía uma população de 49.416 pessoas em 2018 e um IDHM¹² igual a 0,74 no último censo, ou seja, de alto desenvolvimento. Já o município que apresenta o menor número de procedimentos ambulatoriais é São Patrício (São Patrício I). Ao contrário de Quirinópolis, São Patrício é um município extremamente pequeno com apenas 2.035 habitantes em 2018, mas que possui um IDHM de 0,693, sendo, portanto, um município de médio desenvolvimento humano (IBGE, 2017).

A média de internações é a menor das produções de saúde, sendo esperado por ser um serviço de média/alta complexidade. O município que apresentou o maior número de internações foi Ceres (São Patrício I). Ceres possui uma população de 22.074 pessoas e consistia em um município de alto

¹² Índice de Desenvolvimento Humano Municipal

desenvolvimento humano (0,775). Bela Vista de Goiás (Centro Sul) apresenta o maior número de exames e possui características semelhantes a Ceres (IBGE, 2017).

Quanto ao número de consultas, o município que apresentou o maior número foi Campo Alegre de Goiás (Estrada de Ferro) com uma população de 7.437 pessoas. O município possui um IDHM de médio desenvolvimento (0,694) e seu PIB tem uma elevada participação da agropecuária. Cinco municípios não prestaram nenhum serviço de consulta, são eles São Patrício, Adelândia, Aloândia, São João da Paraúna e Porteirão, sendo esse último o maior município com 3.830 habitantes. Por fim, as variáveis de taxa de mortalidade foram muito baixas, mostrando uma certa homogeneidade nesses indicadores (IBGE, 2017).

Já em relação as variáveis de insumo, seguiram como padrão médio o registro de valores mais elevados em municípios mais populosos e menos elevados em municípios pequenos. Com exceção do número de UBS e nutricionistas, onde Palmeiras de Goiás e Porangatu (26.393 e 45.151 habitantes respectivamente) compartilharam com outros municípios o menor valor nessas variáveis (IBGE, 2017).

Na Tabela 2 estão as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações econométricas. Tanto o índice de eficiência, quanto o índice de super-eficiência possuem uma média em torno de 0,7. Contudo, enquanto o índice de eficiência se limita ao valor máximo de 1 para os municípios eficientes, o índice de super-eficiência traz a possibilidade de diferenciar esses municípios, de forma que Monte Alegre de Goiás (Nordeste I) mostrou-se ser o município com serviços públicos de saúde mais eficiente. Esse município possuí uma população de 8.527 habitantes e um IDHM de 0,615 (abaixo do IDH estadual de 0,735), seu PIB é composto principalmente pela agropecuária e administração pública. Já o município com menor eficiência foi Água Fria de Goiás (Entorno Norte). O município possuía 5.676 habitantes, um IDHM de 0,671 e um PIB composto majoritariamente pela agropecuária (IBGE, 2017).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na DEA para todo o período analisado¹³

Variáveis	n	Média	Desvio Padrão	Mediana	Min	Max
Outputs/Outcomes						
Ambulatoriais	810	224.678,58	294.086,20	107.998,00	449,00	2.485.084,00
Internações	810	533,93	878,28	192,00	0,00	6.343,00
Exames	810	2.647,17	10.258,99	685,00	0,00	173.789,00
Consultas	810	42.899,25	79.951,13	18.882,50	0,00	911.876,00
Tx. de mortalidade	810	0,0063	0,0016	0,0063	0,0022	0,0127
Mortalidade infantil	810	0,0002	0,0002	0,0001	0,0000	0,0012
Causas evitáveis	810	0,0038	0,0010	0,0037	0,0011	0,0080
Inputs						
UBS	810	3,56	3,06	2,00	1,00	15,00
Enfermeiros	810	33,75	37,70	19,00	3,00	305,00
Nutricionistas	810	0,85	1,01	1,00	0,00	9,00
Leitos	810	24,63	27,30	18,00	0,00	170,00

Fonte: Elaborado pelos autores.

O índice de concentração populacional possui uma média extremamente baixa, quando se leva em consideração que ele pode variar de 0 a 10.000. Isso demonstra uma alta concentração da população nos municípios com mais de 50.000 habitantes e uma grande quantidade de municípios pequenos no estado. O município que apresentou o maior valor para esse índice foi Quirinópolis (Sudoeste I), enquanto o município com menor valor foi São João da Paraúna (Oeste II), município com 1.417 habitantes em 2010, IDHM de 0,724 e alta participação da agropecuária no PIB (IBGE, 2017).

O município com maior gasto *per capita* em saúde foi Alto Horizonte (Serra da Mesa), município com 6.218 habitantes em 2010, IDHM de 0,719 e PIB com alta participação da indústria (mineração). Já o município com menor gasto *per capita* em saúde foi Anicuns (Central). Este município tinha 21.717 habitantes, um IDHM de 0,714 e um PIB voltado aos serviços (IBGE, 2017). Ainda em relação ao orçamento municipal, os municípios que apresentaram maior e menor capacidade de autofinanciamento

¹³ Os resultados são referentes à amostra como um todo, ou seja, compreende todo o período analisado.

foram Alto Horizonte e São Patrício.

Guaraíta (Rio Vermelho), 2.041 habitantes, apresentou a menor taxa de evasão do ensino médio, enquanto Varjão (Centro Sul), município com 3.816 habitantes e PIB majoritariamente composto pela agropecuária, apresentou o maior valor. Os menores e maiores valores tanto para a taxa de urbanização e quanto para taxa de acesso à água tratada foram, respectivamente, dos municípios Vila Propício (São Patrício II), município com 5.758 habitantes e alta participação da agropecuária no PIB, e Goianira (Central), 41.169 habitantes. São Simão (Sudoeste I), município com população de 20.297 pessoas e expressiva participação da indústria no PIB, foi o município que apresentou o maior PIB *per capita*. Já Bonfinópolis (Centro Sul), população de 9.488, foi o município que apresentou o menor valor. Pela *dummy* de escala hospitalar observa-se que ao menos 75% da amostra possuía ao menos um hospital de média/alta complexidade.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos econométricos para todo o período analisado

Variáveis	n	Média	Desvio Padrão	Mediana	Min	Max
Índice de eficiência	810	0,7196	0,1785	0,7058	0,2329	1,0000
Índice de super-eficiência	810	0,7583	0,3539	0,7058	0,2329	6,6983
Índice de concentração populacional	810	0,0593	0,1076	0,0141	0,0004	0,5153
Gasto em saúde per capita	810	861,25	355,13	766,64	206,72	3.066,51
Capacidade de autofinanciamento	810	0,0864	0,0521	0,0750	0,0105	0,4925
Tx. de evasão do ens. médio	810	0,0990	0,0399	0,0960	0,0110	0,2790
Tx. de urbanização	810	0,7540	0,1492	0,7858	0,2923	0,9821
Tx. de acesso à água	810	0,7383	0,1516	0,7525	0,2315	0,9821
PIB per capita	810	29,21	22,24	21,89	8,66	185,33
Dummy escala hospitalar	810	0,7457	0,4357	1,0000	0,0000	1,0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Conclui-se que o estado de Goiás possui um alto número de municípios pequenos, muitas vezes dependentes ou de repasses públicos ou da renda proveniente do agronegócio. As variáveis utilizadas na DEA demonstram uma grande variabilidade no número de insumos entre os municípios e na quantidade produzida em termos de serviços de saúde. Isto demonstra uma desigualdade na sua provisão, mas que é, de certa forma, esperada, pois está condicionada ao tamanho da população nos municípios. Por fim, mesmo que haja uma grande variabilidade nas variáveis PIB *per capita*, taxa de urbanização e acesso à água, o IDHM entre os municípios não varia muito, ficando sempre próximo ao IDH do estado.

4.2 Resultados econométricos

O resultado das estimações das equações 7, 8 e 9 são apresentadas na Tabela 3 como modelos 1, 2 e 3, respectivamente. Tanto o coeficiente de determinação (\mathbb{R}^2) quanto a estatística de significância geral χ^2 , melhoraram conforme foram acrescentando variáveis ao modelo. Observa-se, também, que nos três modelos, o sinal da constante condiz com o esperado, pois ela representa a eficiência média dos serviços públicos de saúde para todos os municípios da amostra, e seu coeficiente foi estatisticamente significativo.

O índice de concentração populacional também apresenta o sinal esperado, de modo que uma maior concentração populacional, *ceteris paribus*, tende a proporcionar uma maior eficiência dos serviços públicos de saúde. Ademais, a variável foi estatisticamente significativa ao nível de 1%. Pode-se considerar que a concentração populacional possui um efeito relevante sobre a eficiência nos municípios pequenos, pois um aumento de 1 no índice de aglomeração leva a um aumento, em média, de 0,418 no índice de supereficiência. Nesse caso, supondo que concentração populacional no município de Quirinópolis amplie em 10%, teria a eficiência dos serviços de saúde pública do município elevada em 0,021. Corrobora, portanto, para a hipótese de que os serviços públicos de saúde se aproveitam tanto de economias de escala quanto de aglomeração (redução de custos, aumento na eficiência de processos, facilidade de transporte, etc.).

A variável de gastos é estatisticamente significativa a um nível de 10% e seu sinal também é

esperado, ou seja, um aumento do gasto público com saúde pública afeta positivamente a eficiência dos serviços públicos de saúde. Contudo, verificou que a magnitude apresenta um efeito ínfimo. Esse resultado pode representar a existência de uma má gestão dos recursos públicos, de modo que o gasto público, em média, não impacta na eficiência dos serviços públicos de saúde a um nível relevante, outro aspecto que pode estar contribuindo para este resultado é o efeito da Lei de Responsabilidade Fiscal, ao impor um *tradeoff* entre pagamento da folha salarial e investimentos na área saúde que levem a um aumento de sua eficiência. O sistema de saúde pública dos municípios passa, portanto, a não condizer com a sua real demanda.

A variável de capacidade de autofinanciamento já não apresenta o sinal esperado. Era de se esperar que uma maior independência financeira do município levaria a maiores investimentos em saúde, aumentando assim sua eficiência. Contudo, o resultado aponta que a saúde não aparenta ser parte da prioridade alocativa das gestões dos municípios mais independentes, de modo que os recursos a cargo do município podem estar sendo alocados para outras áreas que não a saúde.

No segundo modelo são acrescentadas variáveis de controle socioeconômicas. Observa-se que todas as variáveis inseridas no modelo 1 permaneceram com o mesmo sinal, magnitudes semelhantes e, com exceção da variável de capacidade de autofinanciamento, com a mesma significância estatística.

Tabela 3 – Regressão do modelo de dados em painel com efeitos aleatórios

	Variável	Variável dependente: índice de super-eficiência				
Variáveis	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)			
Constante	0,715*** (0,055)	0,675*** (0,155)	0,678*** (0,134)			
I_{it}	0,418*** (0,150)	0,429*** (0,147)	0,630*** (0,118)			
g. saúde _{it}	0,0001* (0,000)	0,0001* (0,000)	0,0001* (0,000)			
capac _{it}	-0,571** (0,249)	-0,246 (0,227)	-0,297 (0,226)			
pib.pc _{it}		-0,001*** (0,001)	-0,001* (0,001)			
escala _{it}		-0,111** (0,044)	-0,130*** (0,041)			
D. entnor _{it}			-0,303*** (0,070)			
D.patri2 _{it}			-0,183*** (0,066)			
D. serra _{it}			-0,155** (0,063)			
Obs.	810	810	810			
R^2 ajust. χ^2	0,07 8,651 (0,034)**	0,17 21,966 (0,005)***	0,33 51,338 (0,000)***			

Fonte: Elaborado pelos autores. Erros-padrão entre parênteses.

Nota: $\bar{p} < 0.1$; ** $\bar{p} < 0.05$; *** p < 0.01.

A variável PIB *per capita* apresentou significância estatística ao nível de 1%, mas com sinal fora do esperado, além disso possui uma magnitude relativamente pequena. Esse resultado pode ser efeito exercido pelo agronegócio em diversos municípios do interior do estado de Goiás, que apresenta uma forte contribuição para o PIB, mas sendo acompanhada por alta concentração de renda. Desse modo, por mais que o município tenha um alto PIB *per capita*, a pobreza de sua população acaba por impactar nas taxas de mortalidade do município, diminuindo a eficiência do seu serviço público de saúde.

A variável de escala hospitalar também apresentou significância estatística e sinal fora do esperado.

Era esperado que a presença de um hospital de média/alta complexidade contribuísse para elevar a eficiência do serviço público de saúde no local. Contudo, o resultado sugere que apenas a instalação desses equipamentos não é suficiente, sendo necessário que tais hospitais sejam construídos onde possam se aproveitar das economias de escala (seguindo os preceitos da Teoria do Lugar Central, ou seja, em municípios tidos como centrais) e onde haja a possibilidade de se contratar e consolidar o capital humano e tecnológico para seu funcionamento integral, pois a ausência de equipamentos adequados e equipes de saúde podem tornar essas construções ineficientes. As demais variáveis não apresentaram significância estatística, mas demonstraram os sinais esperados.

No modelo 3, são acrescentadas *dummies* das regiões de saúde. Observa-se que novamente os sinais, significância estatística e magnitude das variáveis incorporadas nos modelos anteriores não se alteraram, com exceção do índice de aglomeração que demonstrou ter um maior impacto médio quando se considera as heterogeneidades regionais.

As regiões de saúde foram criadas, conforme exposto no referencial teórico, com o objetivo de construir uma rede de atendimento de saúde integral, combatendo as desigualdades regionais, de forma a aumentar a eficiência do sistema público de saúde por meio de uma gestão inteligente dos recursos. Contudo, observa-se que as regiões Entorno Norte (em que o município polo é Formosa), São Patrício II (Goianésia) e Serra da Mesa (Uruaçu) apresentam penalidades estatisticamente significantes quanto a eficiência do serviço público de saúde, em relação a região Central (Goiânia).

Tabela 4 – Regressão do modelo de probabilidade Tobit

	Variá	vel dependente: índice de efi	le eficiência			
Variáveis	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)			
Constante	0,647***	0,494***	0,512***			
Constante	(0,023)	(0,041)	(0,052)			
Ī.	0,445***	0,383***	0,507***			
I_{it}	(0,068)	(0,068)	(0,072)			
g. saúde _{it}	0,0001***	0,0001***	0,0001***			
y. sauae _{it}	(0,000)	(0,000)	(0,000)			
aanaa	-0,378***	-0,049	-0,120			
capac _{it}	(0,131)	(0,146)	(0,145)			
nih na		-0,002***	-0,001***			
pib.pc _{it}		(0,000)	(0,000)			
oggala		-0,075***	-0,076***			
escala _{it}		(0,015)	(0,016)			
tar amb		0,318**	0,238*			
tx.urb _{it}		(0,125)	(0,126)			
D. aamaul			0,043*			
$D.censul_{it}$			(0,024)			
Dantmon			-0,213***			
D. entnor _{it}			(0,072)			
D mandagta?			-0,060*			
D.nordeste2 _{it}			(0,033)			
D natri1			0,058**			
$D.patri1_{it}$			(0,026)			
D matai?			-0,130***			
D. patri2 _{it}			(0,042)			
D sarra			-0,120***			
D. serra _{it}			(0,040)			
Obs.	810	810	810			
Log-likelihood	52,38147	87,89554	122,2731			
χ^2	47,63198 (0,000)***	122,7972 (0,000)***	272,2945 (0,000)***			

Fonte: Elaborado pelos autores.

```
Erros-padrão entre parênteses.
Nota: * p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01.
```

A Tabela 4 traz as estimações das equações 11, 12 e 13 como os modelos 1, 2 e 3, respectivamente¹⁴. No modelo 1, houve uma melhora na significância estatística dos coeficientes das variáveis de gasto com saúde *per capita* e capacidade de autofinanciamento, mas sem que houvesse alteração nos sinais. Os coeficientes do modelo tobit são interpretados em termos de alteração na probabilidade de o município ser categorizado como eficiente. Desse modo, um aumento na concentração populacional, *ceteris paribus*, aumenta em 0,445 a probabilidade de o serviço de saúde pública desse município ser eficiente.

No modelo 2, houve melhora na significância estatística das variáveis de gasto em saúde *per capita* e na *dummy* de escala hospitalar, além de tornar a variável taxa de urbanização estatisticamente significativa. Esta última variável apresenta sinal positivo, ou seja, municípios mais urbanizados apresentam uma maior probabilidade de possuírem sistemas eficientes de saúde pública. Isto é esperado devido à possibilidade dos serviços de saúde se aproveitarem tanto de economias de escala quanto de aglomeração, geralmente ligadas a área mais urbanizadas.

Por fim, no modelo 3, observa-se uma melhora na significância estatística das variáveis gastos em saúde *per capita* e PIB *per capita*. Além disso, as regiões de saúde Centro Sul (Aparecida de Goiânia), Nordeste II (Posse), Oeste I (Iporá) e São Patrício I (Ceres) se tornam estatisticamente significativas. Enquanto municípios pertencentes as regiões Nordeste II e Oeste I apresentam uma maior probabilidade de possuírem serviços públicos de saúde eficientes, pertencer as regiões Centro Sul e São Patrício I diminui a probabilidade de possuírem serviços públicos de saúde eficientes.

O modelo de probabilidade tobit demonstra a consistência dos resultados encontrados a partir do modelo de dados em painel com efeitos aleatórios e dos resultados encontrados, pois as variáveis estatisticamente significativas neste último mantêm suas significâncias no tobit e não tem seus sinais alterados. Ademais, a estimação do modelo tobit possibilitou a análise de variáveis que não tinham sido significativas no modelo de efeitos aleatórios, fortalecendo assim a análise.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo analisar a importância das economias de aglomeração e do investimento público na eficiência dos serviços públicos de saúde nos municípios do estado de Goiás com até 50.000 habitantes, no período de 2013 e 2018. Sendo que a hipótese adotada era a de que esses serviços se aproveitam das economias de aglomeração, sendo mais eficientes em municípios com maiores potenciais para a existência dessas economias, mensurado a partir da sua concentração populacional. Os resultados mostram que existe uma relação positiva entre concentração populacional e a eficiência dos serviços públicos de saúde, corroborando com a hipótese central do trabalho. Ademais, verificou-se que esses serviços se aproveitam de economias de escala na oferta de serviços de atenção primária e secundária, pois, em média, visto que demonstraram-se mais eficientes nos municípios goianos mais urbanizados.

Em relação às variáveis sobre o orçamento municipal, elas indicam a existência de uma gestão falha dos recursos destinados à saúde, de modo que o aumento do gasto em saúde tem efeito praticamente nulo no aumento da sua eficiência. Além disso, é possível que a Lei de Responsabilidade esteja comprimindo a capacidade dos municípios investirem em seus sistemas de saúde pública, de modo que com o crescimento da população (e, desse modo, da demanda) estes serviços acabem por não serem suficientes.

Já as variáveis socioeconômicas demonstram a existência de uma concentração de renda em municípios menores e ligados ao agronegócio que acaba por neutralizar o efeito do crescimento econômico dos municípios na eficiência do serviço público de saúde, pois era de se esperar que municípios com maior renda *per capita* apresentassem serviços mais eficientes.

Por fim, os modelos que incorporam *dummies* regionais demonstram existências de desigualdades regionais quanto à eficiência dos serviços públicos, pois houve diferenças estatisticamente significativas entre as regiões. Em complemento a isso, observa-se que a instalação de hospitais de média/alta

_

¹⁴ Os coeficientes apresentam seus efeitos marginais

complexidade não aparenta seguir uma lógica eficiente. O sinal negativo dessa variável pode estar demonstrando uma subutilização desse recurso, provavelmente instalado em regiões onde não pode ser aproveitar de economias de escala e onde não há oferta suficiente de trabalhadores da área da saúde.

Os resultados deste trabalho expõem a necessidade de se aperfeiçoar a política de regionalização a do sistema de saúde pública no estado de Goiás. É imprescindível considerar tanto as dinâmicas regionais quanto de concentração populacional, para melhor produtividade dos insumos utilizados no sistema. Alternativas de mobilidade intermunicipal de paciente pode ser mais vantajoso, em termos de eficiência, do que a construção de hospitais em municípios onde estes não terão sua capacidade totalmente utilizada, por exemplo.

Este trabalho avança tanto por inserir um componente demográfico exploratório como variável explicativa para eficiência do sistema de saúde dos municípios analisados, quanto por considerar explicitamente o efeito das Regiões de Saúde. Isso se mostra importante, pois as variáveis que apresentaram ter maior impacto na eficiência dos serviços públicos de saúde, foram justamente as que estavam ligadas as características demográficas (concentração populacional e taxa de urbanização) e a regionalização (dummies das regiões de saúde). A eficiência desses serviços demonstra, portanto, estar diretamente ligada às dinâmicas populacionais onde essas estão inseridas.

A flexibilidade da metodologia DEA acaba gerando resultados diversos na literatura. Oliveira Neto (2007), por exemplo, encontra uma relação positiva entre a renda do município e a eficiência dos Sistemas Municipais de Saúde, enquanto Almeida (2010) não observou significância estatística para as variáveis PIB per capita e grau de urbanização. Sendo assim, é necessário que sejam feitos outros estudos, com outras metodologias de modo a validar os resultados encontrados.

O trabalho deixa alguns possíveis caminhos para pesquisas futuras, como analisar características regionais específicas, como o chamado entorno de Brasília que, junto com as regiões de São Patrício e Serra da Mesa, apresentaram penalização na eficiência dos seus serviços de saúde. Outro caminho seria analisar os municípios ligados ao agronegócio e como os serviços de saúde desses se desempenham em relação aos outros. Além disso, pode ser analisar qual o real efeito da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre as decisões de investimento em saúde.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFONSO, A.; AUBYN, M. **Relative Efficiency of Health Provision:** a DEA approach with non-discretionary inputs. Lisboa: ISEG, 2006. 32 p., (Economics working paper, n. 2006-33)

AFONSO, D.; PEROBELLI, F. Distribuição da oferta dos serviços públicos de saúde nos municípios brasileiros (2007-2014). **Revista de Desenvolvimento Econômico**, Salvador, ano XX, v. 2, n. 40, p. 212-234, ago. 2018.

ALMEIDA, A. **Dinâmica da produtividade em saúde pública e seu processo de descentralização no Brasil – 1996 a 2007**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) — Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2010.

ALMEIDA, A.; GASPARINI C. Descentralização e produtividade da saúde pública no Brasil – 1996 a 2007. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39. 2011, Foz do Iguaçu. **Anais** [...]. Niterói: ANPEC, 2011. p. 01-20.

AMARAL, P. The spatial structure of health services supply in Brazil and Great Britain. *In*: WORLD CONFERENCE OF SPATIAL ECONOMETRICS, 3. 2009, Barcelona. **Anais** [...]. Barcelona: UB 2009. p. 01-18.

BARROS, M. et al. Tendências das desigualdades sociais e demográficas na prevalência de doenças crônicas no Brasil PNAD: 2003-2008. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 9, p. 3755-3768, 2011.

BROCKERHOFF, M. An urbanizing world. **Population Bulletins**, Washington DC, v. 55, n. 3, p. 1-46, 2000.

BRASIL. [Constituição (1988)]. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF: Presidência da República, 1988.

BRASIL. **Lei nº 8.080 de 19 de setembro de 1990**. Dispõe sobre as condições para a promoção proteção e recuperação da saúde, a organização e o funcionamento dos serviços correspondentes. Brasília, DF: Presidência da República, 1990a.

BRASIL. **Lei nº 8.142 de 28 de dezembro de 1990**. Dispõe sobre a participação da comunidade na gestão do Sistema Único de Saúde (SUS) e sobre as transferências intergovernamentais de recursos financeiros na área da saúde. Brasília, DF: Presidência da República, 1990b.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Resolução nº 1, de 29 de setembro de 2011**. Estabelece diretrizes gerais para a instituição de Regiões de Saúde no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS). Brasília, DF: Ministro de Estado da Saúde, 2011.

CARRUTHERS, J.; ULFARSSON, G. Urban sprawl and the cost of public services. **Environment and Planning B**: planning and design, [California], v. 30, n. 4, p. 503-522, 2003.

CARVALHO, G. A saúde pública no Brasil. Estudos Avançados, São Paulo, v. 27, n. 78, p. 7-26, 2013.

CHRISTÄLLER, W. Central places in southern Germany. New Jersey: Prentice-Hall, 1966.

DE BORGER, B. et al. Explaining differences in productive efficiency: an application to Belgian municipalities. **Public Choice**, Netherlands, v. 80, p. 339-358, 1994.

FRUMKIN, H. Urban sprawl and public health. **Public Health Reports**, [California], v. 117, n. 3, p. 201-217, 2002.

GOIÁS (Estado). Secretaria de Gestão e Planejamento. **Dinâmica Populacional de Goiás**: análise de resultados do Censo demográfico 2010 – IBGE. Goiás: Secretaria de Gestão e Planejamento, 2011.

GOIÁS (Estado). Secretaria de Estado da Saúde. A Planificação da Atenção à Saúde no Estado de Goiás. Goiás: CONASS. 2018.

GUIMARÃES, C.; AMARAL, P.; SIMÕES, R. Rede urbana da oferta de serviços de saúde: uma análise multivariada macro regional – Brasil, 2002. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS 15. 2006, Caxambú. **Anais** [...]. Rio de Janeiro: ABEP, 2006. p. 01-18.

GUJARATI, D.; PORTER, D. Econometria básica. 5. ed., Porto Alegre: AMGH, 2011.

Conheça cidades e estados do Brasil. **IBGE**, 2017. Disponível em: < https://cidades.ibge.gov.br/>. Acesso em: 23 de out. de 2021

JACOBS, J. **The economy of cities**. 4. ed., New York: Random House, 1969.

LANDES, S. **Prometeu desacorrentado**: transformação tecnológica e desenvolvimento industrial na Europa ocidental desde 1750 até os dias de hoje. 2. ed., Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

LEMELIN, A.; RUBIERA-MOROLLÓN, F.; GÓMEZ-LOSCOS, A. A territorial index of potential agglomeration economies from urbanization. Montreal: Institut national de la recherche scientifique, 2012. 56 p., (Working paper, n. 2021-03)

MARSHALL, A. **Princípios de economia**. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

- MONASTERIO, L.; CAVALCANTE, L. Fundamentos do pensamento econômico regional. *In*: CRUZ B. *et al.* (org.). **Economia regional e urbana**: teorias e métodos com ênfase no Brasil. Brasília: IPEA, 2011. p. 43-78.
- NADALIN, V.; IGLIORI, D. Espraiamento urbano e periferização da pobreza na região metropolitana de São Paulo: evidências empíricas. **Revista Lationamericana de Estudios Urbano Regionales (EURE)**, Santiago, v. 41, n. 124, p. 91-111, 2015.
- NUNES, A. **Gasto descentralizado em saúde no estado do Rio de Janeiro**: capacidade de autofinanciamento e a dependência financeira municipal de esferas intergovernamentais. 2016. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) Departamento de Saúde Coletiva Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife, 2016.
- OLIVEIRA NETO, J. **Eficiência relativa dos sistemas municipais de saúde**. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas) Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2007.
- O'SULLIVAN, A. Urban economics. 8. ed., New York: McGrw-Hill/Irwin, 2012.
- PALOS, A. Criação de municípios eficiência e produtividade na provisão de serviços públicos locais: um estudo não-paramétrico. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) Departamento de Economia Universidade de Brasília, Brasília, 2006.
- PINDYCK, S.; RUBINFELD, L. Microeconomia. 8. ed., São Paulo: Pearson Education, 2013.
- RODRIGUES, C.; AMARAL, P.; SIMÕES, R. Regional inequalities on health services supply: an analysis for Brasil, 2002. *In*: ILASSA STUDENT CONFERENCE PROCEEDINGS ARCHIVE, 27. 2007, Austin. **Anais** [...]. Texas: LANIC, 2007. p. 01-29.
- SILVA, F. **Centralidade e impactos regionais de política monetária**: um estudo dos casos brasileiro e espanhol. 2011. Tese (Doutorado em Economia) Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2011.
- SILVA, L.; SILVA, E.; PORTO JÚNIOR, S. Economias de aglomeração e o sistema público de saúde: uma análise do papel das aglomerações nos fluxos de internações hospitalares nos municípios brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 49. 2018, Rio de Janeiro. **Anais** [...]. Niterói: ANPEC, 2018. p. 01-24.
- SIMÕES, R. *et al.* Rede urbana da oferta de serviços de saúde: uma análise de clusters espaciais para Minas Gerais. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS
- POPULACIONAIS, 1. 2004, Caxambú. Anais [...]. Rio de Janeiro: ABEP, 2004. p. 01-27.
- SOUSA, M.; STOSIC, B. Technical efficiency of the brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outlier. **Journal of Productivity Analysis**, Netherlands, n. 24, p. 157-181, 2005.
- UNITED NATIONS. Department of Economic and Social Affairs. **World Urbanization Prospects**: the 2018 revision. New York: United Nations, 2019.
- VLAHOV, D.; GALEA, S. Urbanization, urbanicity and health. **Journal of Urban Health**: bulletin of the New York Academy of Medicine, New York, v. 79, n. 4, p. 1-12, 2002.