



UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO E DOUTORADO EM ECONOMIA

ELAINE DOS SANTOS SIMÕES

**DISTRIBUIÇÃO GEOGRÁFICA DOS MÉDICOS NO ESTADO DA
BAHIA: UMA ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS EM *CROSS-SECTION***

Salvador
2024

ELAINE DOS SANTOS SIMÕES

**DISTRIBUIÇÃO GEOGRÁFICA DOS MÉDICOS NO ESTADO DA
BAHIA: UMA ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS EM *CROSS-SECTION***

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Julyan Gleyvison M. Gouveia Lins.

Coorientador: Prof. Dr. Stélio Coelho Lombardi Filho.

**Salvador
2024**

S593

Simões, Elaine dos Santos.

Distribuição geográfica dos médicos no estado da Bahia: uma análise espacial de dados em *cross-section*. / Elaine dos Santos Simões. - - Salvador, 2024.

111 f.; Il.; tab.; graf.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Bahia.
Orientador: Prof. Dr. Julyan Gleyvison M. Gouveia Lins;
Coorientador: Prof. Dr. Stélio Coelho Lombardi Filho.

1 Bahia – saúde pública. 2. Profissionais da saúde – médico. 3. Médicos – Bahia. 4. Econometria. I. Universidade Federal da Bahia. II. Lins, Julyan Gleyvison M. Gouveia. III. Lombardi Filho, Stélio Coelho. IV. Título.

CDD: 330.015195



Universidade Federal da Bahia
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Mestrado e Doutorado em Economia

TERMO DE APROVAÇÃO

ELAINE DOS SANTOS SIMÕES

*DISTRIBUIÇÃO GEOGRÁFICA DOS MÉDICOS NO ESTADO DA BAHIA: UMA
ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS EM CROSS-SECTION**

Dissertação de Mestrado aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia, pela seguinte banca examinadora:



Documento assinado digitalmente
JULYAN GLEYVISON MACHADO GOUVEIA LINS
Data: 11/01/2024 20:09:50-0900
Verifique em <https://validar.it.gov.br>

Prof. Dr. Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins
(Orientador – UFBA)



Documento assinado digitalmente
STÉLIO COELHO LOMBARDI FILHO
Data: 11/01/2024 16:54:16-0900
Verifique em <https://validar.it.gov.br>

Prof. Dr. Stélio Coelho Lombardi Filho (Coorientador – UFBA)



Documento assinado digitalmente
VINÍCIUS DE ARAÚJO MENDES
Data: 11/01/2024 20:01:59-0900
Verifique em <https://validar.it.gov.br>

Prof. Dr. Vinícius de Araújo Mendes (UFBA)

Prof.^a Dr.^a Allyne de Almeida Ferreira (UFPB)

Aprovada em 10 de janeiro de 2024.

À Deus, sem Ele nada seria possível.

À minha filha, Sophia Helena, pela compreensão e
companheirismo de sempre.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, à Deus, que é o meu suporte emocional e me manteve forte até aqui.

À minha família por todo apoio e incentivo, e em especial à minha filha Sophia Helena, pela compreensão de sempre, principalmente nesta etapa final, pelos meus momentos ausentes.

Ao meu Prof. Orientador, Dr. Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins, por toda atenção e dedicação durante toda a condução desse processo, tendo me orientado com maestria.

Agradeço também ao meu Coorientador, Prof. Dr. Stélio Coelho Lombardi Filho, pela atenção e disponibilidade sempre presentes e pela presteza em esclarecer minhas dúvidas sobre o modelo econométrico utilizado para obtenção dos resultados.

Aos amigos e colegas de curso, pelas amizades e pelo apoio sempre presentes.

Enfim, à todas as pessoas que foram essenciais para que esta etapa da minha vida fosse concluída com êxito.

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi identificar e analisar os principais determinantes da distribuição espacial dos médicos no Estado da Bahia. A distribuição espacial equitativa de médicos, profissionais que são importantes provedores diretos dos serviços de saúde, surge como um importante fator associado à noção de equidade de acesso em sistemas de saúde. Contudo, o que se tem observado é uma grande desigualdade na distribuição geográfica dos médicos no Brasil e no mundo, o que tem ensejado amplos debates acerca do tema. Nesse sentido, a literatura aponta que os principais fatores motivacionais que refletem na concentração dos médicos em determinadas regiões estão atrelados, principalmente, às razões de ordem pessoal, profissional e de remuneração. Desse modo, com base nos dados CNES/DATASUS e INEP/MEC referentes aos anos de 2010 e 2022, foi realizada uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), tendo sido verificado que o indicador médico por mil habitantes, e alguns fatores que refletem na sua aglomeração, são autocorrelacionados nos municípios baianos. Posteriormente, foi realizada uma análise espacial em dados *cross-section*, por meio do modelo espacial Durbin (SDM), a partir da base de dados do Censo demográfico do IBGE, CNES/DATASUS e INEP/MEC referentes aos 417 municípios do Estado da Bahia, observados no ano de 2010. Os resultados indicaram que a quantidade de equipamentos hospitalares, leitos hospitalares, demais estabelecimentos de saúde, população, renda *per capita* e faculdades de medicina foram os principais determinantes da distribuição dos médicos no território baiano.

Palavras-chave: Distribuição dos médicos na Bahia; Análise Exploratória de Dados Espaciais; Econometria Espacial; Modelo Espacial Durbin.

ABSTRACT

The objective of this research was to identify and analyze the main determinants of the spatial distribution of doctors in the State of Bahia. The equitable spatial distribution of doctors, professionals who are important direct providers of health services, appears as an important factor associated with the notion of equity of access in health systems. However, what has been observed is a great inequality in the geographical distribution of doctors in Brazil and around the world, which has given rise to broad debates on the topic. In this sense, the literature points out that the main motivational factors that reflect the concentration of doctors in certain regions are linked, mainly, to personal, professional and remuneration reasons. Thus, based on the database CNES/DATASUS and INEP/MEC for the years 2010 and 2022, an Exploratory Analysis of Spatial Data (AEDE) was carried out, having verified that the medical indicator per thousand inhabitants, and some factors that reflect in their agglomeration, they are autocorrelated in the municipalities of Bahia. Subsequently, a spatial analysis was carried out on cross-section data, using the Durbin spatial model (SDM), based on the database the IBGE demographic census, CNES/DATASUS and INEP/MEC referring to the 417 municipalities in the State of Bahia, observed in 2010. The results indicated that the quantity of hospital equipment, hospital beds, other health establishments, population, per capita income and medical schools were the main determinants of the distribution of doctors in the Bahian territory.

Key-words: Distribution of doctors in Bahia; Exploratory Spatial Data Analysis; Spatial Econometrics; Durbin Space Model.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1-Distribuição percentual dos médicos no Brasil, por Unidade da Federação, 2010 e 2022.	50
Figura 2-Distribuição percentual dos médicos nas microrregiões da Bahia, 2010 e 2022.....	53
Figura 3 - Distribuição percentual dos médicos nos municípios baianos, 2010 e 2022.....	55
Figura 4 - Localização espacial dos 10 municípios com maiores incrementos e 10 maiores reduções no número de médicos entre 2010 e 2022.....	57
Figura 5 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no Brasil por Unidade da Federação, ano 2010 e 2022.	61
Figura 6 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde nas microrregiões da Bahia, 2010 e 2022.	64
Figura 7 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde nos municípios baianos, ano 2010 e 2022.	66
Figura 8 - Distribuição percentual das faculdades de medicina no Brasil, por Unidade da Federação, ano 2010 e 2022.	71
Figura 9-Distribuição das faculdades de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022.	74
Figura 10 - Coeficientes do I de Moran Global para médicos por mil habitantes nos municípios baianos, 2010 e 2022.	81
Figura 11 - I de Moran Local: presença de <i>clusters</i> e <i>outliers</i> nos municípios baianos para médicos por mil habitantes, 2010 e 2022.	82
Figura 12 - Coeficiente I de Moran Global para incremento do número de médicos nos municípios baianos entre os anos 2010 e 2022.	83
Figura 13 - I de Moran Local para incremento do número de médicos nos municípios baianos entre os anos 2010 e 2022.	84
Figura 14- Coeficientes do I de Moran Global para estabelecimentos de saúde nos municípios baianos, 2010 e 2022.	85
Figura 15- I de Moran Local: presença de <i>clusters</i> e <i>outliers</i> nos municípios baianos para estabelecimentos de saúde, 2010 e 2022.	87
Figura 16 - Coeficientes do I de Moran Global para faculdades de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022.	89
Figura 17- I de Moran Local: presença de <i>clusters</i> e <i>outliers</i> nos municípios baianos para faculdades de medicina, 2010 e 2022.....	89

LISTA DE TABELAS

Tabela 1-Distribuição percentual dos médicos por região no Brasil, 2010 e 2022.	48
Tabela 2-Distribuição percentual dos médicos no Brasil, por Região e Unidade da Federação, 2010 e 2022.	49
Tabela 3- Distribuição percentual dos médicos na região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.	51
Tabela 4-Distribuição percentual dos médicos no estado da Bahia, por microrregiões, 2010 e 2022.	52
Tabela 5-Distribuição percentual dos médicos no estado da Bahia, por mesorregiões, 2010 e 2022.	54
Tabela 6-Os 10 Municípios baianos com maiores incrementos e as 10 maiores reduções do número de médicos, 2010 e 2022.	56
Tabela 7-Percentis dos médicos por mil habitantes nos municípios do Brasil, da região Nordeste e do estado da Bahia, 2010 e 2022.	58
Tabela 8 - Distribuição dos estabelecimentos de saúde, por região no Brasil, 2010 e 2022.	59
Tabela 9-Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no Brasil, por Região e Unidade da Federação, 2010 e 2022.	60
Tabela 10-Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde na região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.	62
Tabela 11 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no estado da Bahia, por microrregiões, 2010 e 2022.	63
Tabela 12 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no estado da Bahia, por mesorregiões, 2010 e 2022.	65
Tabela 13 - Os 10 Municípios baianos com maiores incrementos e maiores reduções do número de estabelecimento de saúde, 2010 e 2022.	67
Tabela 14 - Distribuição das faculdades de medicina, por região no Brasil, 2010 e 2022.	68
Tabela 15 - Distribuição das vagas do curso de medicina, por região no Brasil, 2010 e 2022.	68
Tabela 16 - Distribuição de hospitais universitários, por região no Brasil, 2010 e 2022.	69
Tabela 17 - Distribuição percentual das faculdades de medicina e hospitais universitários no Brasil, por Região e Unidade da Federação, 2010 e 2022.	70
Tabela 18 - Distribuição percentual das faculdades de medicina, região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.	72

Tabela 19 - Distribuição de hospitais universitários na região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.	72
Tabela 20 - Distribuição das faculdades de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022..	73
Tabela 21-Distribuição das vagas do curso de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022.	75
Tabela 22 - Estatísticas descritivas das variáveis consideradas no modelo econométrico (2010).	76
Tabela 23-Análise do percentual dos médicos agrupada por tamanho da população na Bahia (2010).	77
Tabela 24 - Ranqueamento dos 20 municípios com menores número de médicos por mil habitantes na Bahia (2010).	78
Tabela 25 - Ranqueamento dos 20 municípios com maiores números de médicos por mil habitantes na Bahia (2010).	79
Tabela 26 - Coeficientes <i>I</i> de Moran para resíduos do MQO.	80
Tabela 27 - Resultados da regressão por MQO para médicos totais por mil habitantes.	91
Tabela 28 - Diagnóstico de dependência espacial para médicos totais por mil habitantes.	91
Tabela 29 - Teste da Razão de Verossimilhança para médicos totais por mil habitantes.	92
Tabela 30 - Resultados do modelo SDM para médicos totais por mil habitantes.	93
Tabela 31 - Resultados dos efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para médicos totais por mil habitantes.	93
Tabela 32 - Resultados da regressão por MQO para médicos especialistas por mil habitantes.	96
Tabela 33 - Diagnóstico de dependência espacial para médicos especialistas por mil habitantes.	96
Tabela 34 - Teste da Razão de Verossimilhança para modelo médicos especialistas por mil habitantes.	96
Tabela 35 - Resultados do modelo SDM para médicos especialistas por mil habitantes.	97
Tabela 36 - Resultados dos efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para médicos especialistas por mil habitantes.	99
Tabela 37 - Resultados da regressão por MQO para médicos clínicos gerais por mil habitantes.	99

Tabela 38 - Diagnóstico de dependência espacial para médicos clínicos gerais por mil habitantes.....	100
Tabela 39 - Teste da Razão de Verossimilhança para modelo médico clínicos gerais por mil habitantes.....	100
Tabela 40 - Resultados do modelo SDM para médicos clínicos gerais por mil habitantes....	101
Tabela 41-Resultados dos efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para médicos clínicos por mil habitantes.....	103

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Descrição das variáveis utilizadas nas análises estatísticas e no modelo econométrico.	46
---	----

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AEDE	Análise Exploratória de Dados Espaciais
CNES	Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INEP	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira
LISA	<i>Local Indicator of Spatial Analysis</i>
LM	Multiplicador de Lagrange
LR	Razão de Verossimilhança
MCRL	Modelos Clássicos de Regressão Linear
MEC	Ministério da Educação
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NGE	Nova Geografia Econômica
OMS	Organização Mundial de Saúde
Pisus	Programa de Interiorização do Sistema Único de Saúde
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
PROVAB	Programa de Valorização do Profissional da Atenção Básica
SAC	<i>Spatial Autoregressive Model</i>
SAR	<i>Spatial Autorregressive Model</i>
SDM	<i>Spatial Durbin Error Model</i>
SDM	<i>Spatial Durbin Model</i>
SEM	<i>Spatial Error Model</i>
SUS	Sistema Único de Saúde

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	15
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	20
2.1 DAS POLÍTICAS EM SAÚDE E SUAS IMPLICAÇÕES SOBRE A RETENÇÃO DESSES PROFISSIONAIS EM ÁREAS RURAIS.....	25
2.2 LITERATURA ECONÔMICA: ANÁLISE DA TEORIA DAS ECONOMIAS DE CONCENTRAÇÃO E A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS.....	29
2.2.1 Da Economia Espacial	29
2.2.2 Da economia espacial e a contextualização no âmbito da oferta de saúde e da concentração geográfica dos médicos.	33
3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	35
3.1 DA MATRIZ DE PESOS ESPACIAIS	35
3.2 DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	37
3.3 DOS MODELOS ECONOMETRÍCOS ESPACIAIS	38
3.3.1 Especificação do Modelo	44
3.4 DO BANCO DE DADOS.....	44
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	48
4.1 ASPECTOS DA CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NO BRASIL, NO NORDESTE E NA BAHIA.....	48
4.1.1 Da análise da distribuição dos médicos no Brasil, no Nordeste e na Bahia.....	48
4.1.2 Da análise da distribuição da oferta dos serviços de saúde no Brasil, no Nordeste e na Bahia.....	58
4.1.3 Da análise da distribuição das faculdades de medicina e dos hospitais universitários no Brasil, no Nordeste e na Bahia.....	67
4.2 DA ANÁLISE DAS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO ECONOMETRÍCO-ESPACIAL	75
4.3 DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	79
4.3.1 Da matriz de pesos espaciais (W)	79
4.3.2 Da análise de autocorrelação espacial dos números de médicos na Bahia	80
4.3.3 Da análise de autocorrelação espacial dos estabelecimentos de saúde na Bahia.....	85
4.3.4 Da análise de autocorrelação espacial das Faculdades de Medicina na Bahia ..	87
4.4 RESULTADOS DO MODELO ECONOMETRÍCO-ESPACIAL	90
4.4.1 Do modelo para médicos totais	90
4.4.2 Do modelo para médicos especialistas	95
4.4.3 Do modelo para médicos clínicos gerais	99
5 CONCLUSÃO.....	104
REFERÊNCIAS	107

1 INTRODUÇÃO

É sabido que as condições de saúde da população estão atreladas ao nível de desenvolvimento econômico, bem como diretamente associada ao bem-estar social (Pelegrine; Castro, 2012; Ervilha *et al.*, 2013; Who, 2010). Porém, entre países e regiões com diferentes níveis de renda, é notório grandes divergências em relação ao acesso à saúde, o que reflete no aprofundamento das disparidades entre localidades mais vulneráveis quando comparadas às regiões mais ricas (Amaral *et al.*, 2017; Andrade *et al.*, 2019; Girardi *et al.*, 2011; Nassar *et al.*, 2021; Oliveira *et al.*, 2020; Póvoa; Andrade, 2006; Stralen *et al.*, 2016).

Neste sentido, os sistemas públicos de saúde, entendidos aqui como todas as organizações, instituições e recursos que se dedicam à produção de ações de saúde, devem estabelecer como objetivo, além da melhoria e proteção à saúde, o alcance de uma cobertura universal acessível e capaz de reduzir desigualdades, de modo a melhorara situação dos mais desfavorecidos (Who,2000). Essa ideia tem sido defendida pela Organização Mundial de Saúde (OMS) como “novo universalismo”, e há décadas expandiu sua preocupação tradicional vinculada ao bem-estar físico e mental das pessoas, passando a enfatizar um sistema de saúde que responda igualmente bem a todos, sem distinção (Who,2000). Essa nova perspectiva configura-se como objeto de preocupação e de amplos debates acerca da equidade do acesso aos serviços de saúde (Campoy *et al.*, 2020; Girardi *et al.*, 2011; Machado *et al.*, 2020; Nassar *et al.*, 2020; Nogueira *et al.*, 2016; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006; Reis *et al.*, 2021; Stralen *et al.*, 2016).

No Brasil, o direito à saúde aparece como dever do Estado tendo sido assegurado a todos, por meio da Promulgação da Constituição Federal de 1988, sob os princípios norteadores da universalidade e da equidade de acesso (art.196, CF). Para tanto, o Sistema Único de Saúde (SUS) foi implementado como garantia desse direito, com condão de ampla cobertura integral das necessidades médicas e tratamento igualitário (Amaral *et al.*, 2017; Machado; Lima, 2020).

Nesse contexto, é importante destacar a ideia da distribuição espacial equitativa de médicos, uma vez que estes, enquanto importantes provedores diretos dos serviços de saúde, surgem como um fator associado à noção de equidade de acesso. Contudo, o que se tem observado é uma grande desigualdade na distribuição geográfica dos médicos no Brasil (Girardi *et al.*, 2011; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006; Scheffer *et al.*, 2023).

Evidências na literatura apontam que a distribuição não equitativa dos médicos se mostra como um fator de desigualdade no acesso aos serviços de saúde (Amaral *et al.*, 2017; Andrade *et al.*, 2019). Girard e outros (2011), por exemplo, destacam que a carência e má distribuição geográfica e social de profissionais de saúde, em especial dos médicos, aparece como um sério problema que persiste ao longo do tempo, e é resistente às diversas estratégias definidas para o seu enfrentamento em grande parte dos países.

A desigualdade distributiva dos médicos revela-se como reflexo do processo da preferência desses profissionais em fixar-se em áreas mais desenvolvidas economicamente e de maior densidade populacional, resultando na tendência de concentração de serviços de saúde em centros urbanos e na escassez em áreas menos desenvolvidas e rurais (Amaral *et al.*, 2017; Póvoa; Andrade, 2006; Stralen *et al.*, 2016). Logo, as áreas de maior vulnerabilidade social, tais como as mais isoladas e remotas, juntamente com os segmentos mais pobres e desprotegidos das populações, são mais sensíveis à insegurança assistencial ocasionada pela falta ou escassez de profissionais de saúde (Girardi *et al.*, 2011; Oliveira *et al.*, 2020).

As discussões em torno da escolha locacional dos profissionais médicos apontam que os fatores que exercem maior influência estão atrelados aos aspectos de natureza social e econômica do indivíduo. Nesse cenário, aparece associado a ideia da realização profissional, a influência do cônjuge, preferências pessoais atreladas à busca de maximização de rendas, bem como a existência de programa de residência médica e escolas de medicina, entre outros (Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006; Reis *et al.*, 2021).

Pinto (2015) aponta ainda que a distribuição espacial dos médicos pode ser analisada a partir dos argumentos da economia espacial, tendo em vista que há na literatura econômica, determinantes espaciais que explicam a concentração da atividade produtiva no espaço. Segundo o autor, a literatura sugere que a decisão de localização de atuação profissional dos médicos depende da oferta (pública ou privada) de equipamentos e serviços de saúde disponíveis em determinada região e sua vizinhança (como o tipo e a quantidade de clínicas, laboratórios, hospitais, Unidades de Pronto Atendimento e Unidades Básicas de Saúde, por exemplo). Outros determinantes importantes seriam as condições socioeconômicas da localidade, tamanho da população e densidade populacional, que influenciariam a demanda em saúde, e que tendem a apresentar concentração espacial. Por fim, a concentração das escolas de medicina e hospitais universitários, em certas localidades, também são apontados como fatores importantes nesta decisão.

Do ponto de vista teórico, a concentração geográfica da atividade econômica e seus determinantes têm sido abordados desde o final do século XIX, com o estudo das economias de aglomeração de Alfred Marshall, teórico que analisou o papel das economias externas como promotoras de aglomerações industriais (Costa *et al.*, 2020; Martin; Sunley, 2017). Assim, para Marshall (1920 *apud* Costa *et al.*, 2020), as economias externas constituem-se como vantagens que atraem outras atividades, promovendo uma expansão diferenciada de um local em relação a outras regiões.

A análise das aglomerações econômicas pode ser entendida a partir da ideia das vantagens comparativas proposta por Hoover (1936, 1937, 1948)¹ que considera a existência de economias de escalas, economias de localização e economias de urbanização (Pinto, 2015). Nesse cenário, à luz da teoria da economia espacial, a preocupação em torno do entendimento das causas da concentração da atividade econômica envolve também as noções atreladas ao conceito de retornos crescentes locais, definidas como *sharing*, *matching* e *learning*² (Combes *et al.*, 2005 *apud* Pinto, 2015).

Com a Nova Geografia Econômica, área de pesquisa que micro fundamentou muitas das teorias das economias de concentração, o debate acerca dos determinantes espaciais da distribuição da atividade produtiva e sua relação no desempenho econômico das localidades ganhou relevância na teoria econômica (Martin; Sunley, 2017; Melo; Simões, 2011). Essa nova perspectiva teórica incorporou a ideia dos retornos crescentes de escala, de externalidades, transbordamento tecnológico e outros, para entender o fenômeno da aglomeração das atividades econômicas (Costa *et al.*, 2020). Sob essa ótica, formaliza-se a existência de forças centrífugas e centrípetas que determinam a concentração e a dispersão da atividade econômica no espaço, bem como a extensão espacial dessas forças, entendido como os efeitos de transbordamento para uma região vizinha, ou seja, os *spillovers* espaciais (Costa *et al.*, 2020; Melo; Simões, 2011).

Nesse contexto, em relação à concentração espacial dos profissionais médicos, Machado (1997 *apud* Nogueira *et al.*, 2016) classificou a medicina como uma ocupação de predominância urbana, indicando que 80% dos médicos do Brasil estavam situados em apenas

¹ Segundo proposta desenvolvida por Hoover (1936, 1937, 1948 *apud* Pinto, 2015).

² *Sharing* (quanto maior o tamanho do mercado, mais diluído ficariam os custos fixos, haveria economias de escala interna as firmas, economias de escala no conjunto dos ofertantes, e ganhos com os benefícios da urbanização crescente); *matching* (os grandes mercados aumentariam a probabilidade de casamento entre os agentes econômicos ofertantes e demandantes); e *learning* (maior frequência de interação entre agentes em ambientes mais densos, o que pode aumentar o processo de aprendizagem, troca de experiência profissional e *spillover* tecnológicos).

sete Estados brasileiros, justamente aqueles com renda mais elevada: Rio de Janeiro, São Paulo, Minas Gerais, Bahia, Paraná, Pernambuco e Rio Grande do Sul. Destaca-se, ainda, que tais profissionais estavam concentrados nas capitais, constatando escassez ou ausência de médicos nas cidades distantes das capitais e dos grandes centros urbanos.

Sob a perspectiva regional, vale destacar que as regiões Sul e Sudeste, apresentam os maiores índices de concentração de médicos - juntos representam, aproximadamente, 73% do total de médicos do Brasil - enquanto que as regiões Norte (4%) e Nordeste (16,2%) apresentam maior carência desses profissionais (Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006). Conforme Scheffer e outros (2023), a desigualdade também pode ser verificada entre as Unidades da Federação, sendo São Paulo, Rio de Janeiro e Distrito Federal, as unidades federativas que registram as maiores concentrações de profissionais em comparação a outros Estados.

Ainda, é importante pontuar, no que tange à insuficiência de médicos por habitantes, que a maior carência ocorre nos municípios da região Nordeste, onde 49,3% da população residem em áreas com escassez desse profissional, estando a Bahia, no âmbito dessa região, entre os três Estados³, com piores indicadores em relação a médicos/1000 hab. (Nogueira *et al.*, 2016; Scheffer *et al.*, 2023). No esteio deste processo tem-se o Estado da Bahia⁴, onde o contexto não é diferente, notando-se uma distribuição não equitativa dos médicos e escassez de profissionais nos seus municípios. Nesse cenário é possível observar a desigualdade da distribuição dos profissionais em relação às capitais, regiões metropolitanas e interiores. Na Bahia, enquanto a capital concentra 5,3 médicos por 1.000 habitantes, a região metropolitana e interiores possuem a razão de 0,76 e 1,00, respectivamente (Scheffer *et al.*, 2023).

Esta situação se agrava pelo fato de que a Bahia é o Estado mais populoso da região Nordeste, com uma população atual de quase 15 milhões de habitantes, e de maior extensão territorial nesta localidade do país (Scheffer *et al.*, 2023). Além disso, como a região Nordeste tem historicamente apresentado as maiores taxas de pobreza do Brasil, a Bahia não foge à regra, sendo o que mais concentra municípios abaixo da linha da pobreza quando comparado aos demais Estados dessa região (Silva *et al.*, 2013 *apud* Nogueira *et al.*, 2016).

Tendo em vista o que foi exposto, este trabalho tem como objetivo principal identificar e analisar os principais determinantes da distribuição espacial dos médicos no Estado da Bahia.

³Os três Estados do Nordeste com piores indicadores estão, o Maranhão, seguido do Piauí e da Bahia com indicador (1,22); (1,81); (1,84) médicos/1000 habitante, respectivamente (Scheffer *et al.*, 2023).

⁴ Segundo Scheffer e outros (2023), a Bahia possui a razão de 1,83 médicos por 1.000 habitantes, enquanto a média nacional é de 2,41 médicos/1000 hab.

Mais especificamente, busca-se: (i) apresentar uma revisão de literatura acerca da distribuição espacial dos profissionais médicos sob a ótica da economia espacial; (ii) analisar a distribuição geográfica, e a mudança temporal desta, dos profissionais de medicina nos municípios do Estado da Bahia; e (iii) utilizar um modelo econométrico de escolha locacional dos médicos, que relacione a quantidade de médicos a um conjunto de determinantes relevantes. Com base no instrumental da econometria espacial, este modelo locacional será usado para mensurar os efeitos dos principais determinantes da concentração da atividade médica⁵, bem como medir os processos de *spillover* espacial (impactos diretos e indiretos) desta concentração. Para atingir todos os objetivos, o trabalho utilizará a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e de um modelo espacial em dados *cross-section*. As informações serão obtidas a nível municipal a partir de banco de dados públicos obtidos no Ministério da Saúde, no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e no Ministério da Educação, para os anos 2010 e 2022.

Face o exposto, o estudo da distribuição espacial dos médicos justifica-se ao verificar o olhar mais amplo dos reflexos da distribuição não equitativa desses profissionais na sociedade baiana, tendo em vista tratar-se de fator que se expande no sistema econômico e social, envolvendo aspectos atrelados ao desenvolvimento econômico e ao bem-estar social dos indivíduos. Compreender os fatores associados à distribuição desses profissionais pode contribuir para a formulação de políticas públicas visando atrair e fixar os médicos em áreas rurais e regiões mais carentes e de difícil acesso. Além disso, a pesquisa torna-se relevante para evidência empírica da importância da equidade no Sistema Único de Saúde (SUS), particularidade que deve ser observada para a redução das desigualdades no acesso aos serviços de saúde.

Esta pesquisa, além da introdução, é composta por mais três capítulos e pela conclusão. No capítulo 2 será apresentada uma revisão teórica da literatura sobre os determinantes espaciais da escolha locacional dos médicos. No capítulo 3, será abordada a estratégia empírica e o banco de dados utilizados no trabalho, bem com as evidências empíricas deste fenômeno no Brasil e na Bahia. Os resultados da Análise Exploratória de Dados Espaciais e os resultados econométricos espaciais serão apresentados no capítulo 4. Por fim, no capítulo 5, será apresentada a conclusão.

⁵ Para efeito desse estudo, são considerados os médicos atuantes no setor público e no setor privado.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O presente capítulo visa contextualizar as principais discussões teóricas sobre os determinantes espaciais atrelados à distribuição geográfica dos médicos, destacando-se, inicialmente, as diferentes abordagens associadas aos aspectos de natureza social e econômica do indivíduo apontadas como fatores de decisão de escolha locacional dos médicos. Em seguida, serão apresentadas as contribuições no tocante às propostas das políticas públicas em saúde e suas implicações sobre a retenção desses profissionais em áreas rurais, principalmente. Por fim, será apresentada a literatura acerca da teoria econômica que aborda os determinantes espaciais que explicam a concentração da atividade produtiva no espaço e sua contextualização no âmbito da saúde e da distribuição espacial dos médicos.

A discussão acerca da desigual distribuição espacial dos médicos tem atraído a atenção de muitos pesquisadores, sendo objeto de diversos trabalhos da literatura internacional (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Cooper *et al.*, 1977; Eisenberg; Cantwell, 1976; Falcettoni, 2018; Fein, 1954; Foley, 1977; Hara *et al.*, 2017; Holmes; Miller, 1986; Jud; Harrison, 1975; Willis-Shattuck *et al.*, 2008) e nacional (Amaral *et al.*, 2017; Girardi *et al.*, 2011; Nogueira *et al.*, 2016; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006; Reis *et al.*, 2021; Scheffer *et al.*, 2023). Nesse contexto, há um amplo debate acerca dos fatores que exercem influência na escolha locacional dos médicos, centrado principalmente, nas decisões desses profissionais entre deslocar-se para áreas rurais ou remotas; ou permanecer em centros urbanos ou em áreas mais desenvolvidas, tendo sido apontado que os principais fatores motivacionais que refletem na concentração dos médicos em determinadas regiões estão atrelados, principalmente, às razões de ordem financeira, profissional e pessoal (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Cooper *et al.*, 1977; Girardi *et al.*, 2011; Holmes; Miller, 1986; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006; Reis *et al.*, 2021; Willis-Shattuck *et al.*, 2008).

Sob esse aspecto, Willis-Shattuck e outros (2008), em seu levantamento da literatura em países da África e da Ásia, indicam que entre as motivações atribuídas às decisões locais dos médicos estão incluídas: retorno financeiro, desenvolvimento de carreira, educação continuada, infraestrutura hospitalar e disponibilidade de recursos, relação positiva de trabalho e reconhecimento ou valorização pessoal, bem como fatores sociais e seus efeitos na vida familiar. Nessa mesma linha, em seu estudo para a Turquia, Çalişkan (2013) destaca que as escolhas de localização dos profissionais de saúde podem ser determinadas pelo clima profissional, pelas comodidades sociais, abrangida aqui as expectativas dos médicos e de seus familiares, e pelas condições de mercado. Jud e Harrison (1975), por outro lado, ao analisar

os fatores da distribuição espacial dos médicos nos Estados Unidos da América apontam que a renda esperada, as oportunidades culturais, recreativas e profissionais, e os laços familiares desempenham um papel importante na decisão de localização dos médicos.

Nesse contexto, prudente ressaltar, ponto a ponto, os fatores trazidos pelas investigações científicas que dificultam a ida ou permanência dos profissionais de medicina nas áreas rurais. Em relação às razões de ordem profissional, Willis-Shattuck e outros (2008) destacam que o desenvolvimento de carreira aparece como fator de resistência para os profissionais de medicina trabalhar em áreas rurais, uma vez que as oportunidades de progresso são tipicamente maiores em regiões mais urbanizadas. De acordo com Çalışkan (2013), o clima profissional e as condições de trabalho caracterizadas pela presença de tecnologia avançada, que podem variar entre hospitais e centros médicos, rurais e urbanos, também surgem como condições que refletem na concentração da distribuição espacial dos médicos.

Ainda no que tange aos aspectos de natureza profissional, Eisenberg e Cantwell (1976), em seu estudo sobre os fatores da distribuição espacial dos médicos nos Estados Unidos da América, identificam fortes evidências de que as oportunidades de prática em grupo atraem médicos para uma área rural. Assim, conforme aponta Cooper e outros (1977), os fatores profissionais são importantes aspectos considerados quando da decisão pela preferência entre uma área rural ou urbana, destacando ainda que tais fatores estão geralmente ligados ao contato com escola de medicina, médicos especialistas e educação continuada, sendo a ideia de que muitos médicos consideram ser um ambiente profissionalmente desejável.

Posto isto, a presença de uma escola de medicina em uma região também surge como fator associado à escolha de localização dos médicos, uma vez que aparece atrelada à ideia de desenvolvimento profissional e perspectiva de educação continuada (Çalışkan, 2013; Cooper *et al.*, 1977; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975). Vários estudos indicam que graduados em escolas de medicina situadas distantes das principais áreas urbanas possuem uma maior probabilidade de optarem por praticarem em áreas rurais (Çalışkan, 2013; Falcettoni, 2018; Pinto, 2015). Ainda nessa perspectiva, destaca-se que a presença de hospitais universitários em áreas rurais também pode ser vista como um fator preponderante na distribuição dos médicos, uma vez que equipamentos médico-tecnológicos complexos e a necessidade de qualificação da formação dos médicos atraem tais profissionais para essas regiões (Benham *et al.*, 1968; Çalışkan, 2013; Falcettoni, 2018).

Outro fator destacado pela literatura como determinante na distribuição espacial dos médicos é a disponibilidade de leitos hospitalares (Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015). Os resultados obtidos por esses autores em suas análises indicaram relação positiva entre a existência de leitos hospitalares e a distribuição dos médicos, representando uma medida adicional das vantagens em praticar em dadas regiões. Nesse sentido, conforme Benham e outros (1968), é amplamente aceita a ideia de que os médicos têm fortes preferências de localização, preferindo estar perto de hospitais e outras instalações médicas com maior infraestrutura.

No que tange ao aspecto de natureza econômica, a literatura aponta que os médicos tendem a se localizar em áreas onde é possível auferir maiores rendimentos (Benham *et al.*, 1968; Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006). Em tal perspectiva, Benham e outros (1968) aponta que o número *per capita* dos médicos tende a aumentar nas regiões onde seu rendimento médio é inicialmente elevado, destacando, entretanto, que o processo desse movimento, ao aumentar a quantidade de médicos em dada localidade tende a reduzir os rendimentos relativos desses profissionais nessas regiões, devido a ideia de competição e a correção do desequilíbrio inicial. Nessa linha, correspondendo às expectativas teóricas, Jud e Harrison (1975) ressaltam que a quantidade de médicos *per capita*, concentrada em determinada área mostrou-se ser positivamente associada aos ganhos esperados.

Os debates teóricos acerca dos rendimentos esperados dos médicos apontam ainda que a densidade populacional da região também aparece como determinante que molda às decisões de localização dos médicos, uma vez que a população é vista como medida direta do tamanho de mercado, representando um indicador de demanda por cuidados de saúde (Benham *et al.*, 1968; Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Foley, 1977; Jud; Harrison, 1975). Diante disso, o estudo de Benham e outros (1968) sugere que o tamanho da população reflete nas escolhas locacionais dos médicos, dada a atração da força de procura, representada pela sua relação com número de pessoas a serem atendidas. Ademais, Foley (1977), em sua análise para 274 condados dos Estados Unidos da América, identificou que a dimensão da população possui uma relação positiva com a proporção de médicos nesses condados, destacando que a base populacional surge como importante determinante na diferenciação locacional desses profissionais.

Nesse cenário, aparece atrelada a ideia da renda *per capita* e as condições socioeconômicas das regiões, apontadas pela literatura como forças que influenciam na distribuição geográfica

dos médicos (Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Fein, 1954; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015). Os resultados da análise realizada por Jud e Harrison(1975) confirmaram o quanto consignado em pesquisas anteriores⁶ acerca da propensão dos médicos em se concentrarem em áreas urbanas e de alta renda, onde a capacidade de pagar pelos serviços médicos revela-se grande e as comodidades profissionais e pessoais da prática privada são altas. Eisenberg e Cantwell (1976) ao analisar vasta literatura sobre a escolha de localização dos médicos nos Estados Unidos identificaram fortes evidências à aceitação da hipótese de que há relativamente poucos médicos em áreas de baixa renda, bem como uma emigração de médicos dessas áreas. Alinhado a isso, o estudo de Fein (1954) denota que as áreas de baixa renda possuem maior dificuldade para reter tais profissionais.

Assim, conforme destaca Çalışkan (2013), a condição socioeconômica de um dado local é um importante determinante da escolha da localidade para a prática da medicina, sendo as regiões metropolitanas e urbanas as preferidas pelos médicos, devido aos seus altos níveis de desenvolvimento econômico que propiciam um grande potencial de demanda por serviços médicos, assim como para diversos bens e serviços. Segundo Rundall e McClain (1982 *apud* Çalışkan, 2013), nem os especialistas nem os clínicos gerais preferem lugares com baixos níveis de recursos naturais, mensurados aqui pelo tamanho da população, disponibilidade de instalações médicas e renda. Esse entendimento corrobora a ideia trazida em estudos anteriores: Steele e Rimlinger (1965 *apud* Jud; Harrison, 1975) ressaltam que os médicos tendem a se localizar em áreas mais urbanas, considerando que o poder de atração dos aumentos na renda *per capita* e na população é relativamente mais forte nessas áreas do que em áreas rurais.

Do ponto de vista dos aspectos pessoais e sociais do indivíduo, a influência do cônjuge tem sido abordada por parte da literatura como importante fator que norteiam as decisões de localização dos médicos (Çalışkan, 2013; Holmes; Miller, 1986; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006; Willis-Shattuck *et al.*, 2008). Esses estudos destacam que um médico casado e com filhos, além de suas expectativas sobre a renda e a oportunidade de carreiras, também são levadas em consideração as expectativas de seu cônjuge e filhos quando da decisão da escolha do local para o exercício profissional, tendo sido apontado que a falta de oportunidades profissionais para o parceiro (a) aparece como um entrave que dificulta a escolha para atuar em pequenas comunidades. No trabalho de Cooper e outros (1977) sobre a

⁶ Os autores, em sua pesquisa, analisaram os resultados dos estudos sobre a distribuição espacial dos médicos de Steele e Rimlinger (1965); Scheffler (1972); Benham e outros (1968), e os comparou com os resultados obtidos em sua pesquisa.

análise dos fatores de escolha de localização dos médicos com base em questionários, foi identificado que 52% dos médicos da amostra, escolheram o seu local para prática, considerando fatores pessoais e profissionais, destacando dentre os pessoais, a qualidade do sistema educacional para os filhos e a preferência do cônjuge. No estudo realizado por Holmes e Miller (1986)⁷, a influência do cônjuge foi o fator considerado mais importante quando da decisão da escolha do local para o exercício da profissão, seguido de oportunidade para prática em grupo, formação médica recebida nas proximidades e clima ou geografia da área.

Ainda em relação às motivações individuais que refletem na distribuição espacial dos médicos, muitos estudos têm abordado a ideia do contato ou exposição prévia como fator que molda à decisão dos médicos onde exercer a sua profissão (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Cooper *et al.*, 1977; Eisenberg; Cantwell, 1976; Holmes; Miller, 1986; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006). Nesse sentido, a literatura sugere que os médicos tendem a se instalar em áreas semelhantes àquelas em que foram criados, tendo sido apontado que os estudantes de medicina que foram criados em áreas rurais têm maior probabilidade de se estabelecer em uma área rural do que estudantes que não foram (Benham *et al.*, 1968; Cooper *et al.*, 1977; Eisenberg; Cantwell, 1976; Holmes; Miller, 1986). Da sua análise, Holmes e Miller (1986) ressaltam que 71% dos graduados que foram criados em comunidades de 100.000 habitantes ou mais mostraram preferência por locais de prática em comunidades desse tamanho e 37 % dos diplomados localizavam-se na mesma comunidade em que residiam até aos 18 anos de idade.

Ademais, as argumentações em torno das hipóteses de exposição prévia têm destacado também que os médicos são mais propensos a praticar em locais onde receberam a educação médica e treinamento de residência, fazendo observar que os graduados em escolas de

⁷Em seu estudo, Holmes e Miller (1986) consideraram 26 fatores para análise da decisão locacional, dentre os quais, os médicos deveriam escolher três os quais consideravam mais importantes na sua tomada de decisão: potencial de renda; características climáticas ou geográficas da área; semelhança da área com a comunidade da cidade natal; pagamento de “empréstimo de perdão” praticando em local específico; influência do cônjuge; influência de familiares ou amigos; alta necessidade médica na área; influência do programa de preceptoría; experiência em faculdade de medicina ou residência ou serviço militar na área ou próximo a ela; conselho de médico mais velho; esforços organizados da comunidade para recrutar médicos; oportunidades de vida social; instalações recreativas e desportivas; qualidade do sistema educativo para crianças; perspectiva de ser influente nos assuntos comunitários; vantagens culturais; prosperidade da comunidade; preferência por vida urbana ou rural; disponibilidade de instalações clínicas e pessoal; disponibilidade de bons serviços sociais, de assistência social ou de cuidados domiciliários; oportunidade de contato regular com faculdade ou centro médico; oportunidade de contato regular com médicos; oportunidade de ingressar em parcerias desejáveis ou práticas de grupo; disponibilidade de empréstimos para início da prática; oportunidade de trabalhar com instituição específica; e acesso à educação continuada.

medicina, localizadas fora das principais áreas urbanas, têm maior probabilidade de praticar nas áreas rurais (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Falcettoni, 2018; Holmes; Miller, 1986). Esse entendimento pôde ser observado no estudo de Eisenberg e Cantwell (1976), de que as experiências de treinamento em áreas rurais influenciam os médicos a se instalarem nessas regiões.

No estudo de Falcettoni (2018) foi observado que os médicos de cuidados primários têm cerca de 3,8 vezes mais chances de escolher um emprego no mesmo estado de residência e cerca de 3,4 vezes mais chances de escolher um emprego na mesma região de referência hospitalar da residência. Por outro lado, os especialistas têm 2,8 vezes mais chances de escolher um emprego dentro do mesmo estado da residência e cerca de 3,6 vezes mais chances de escolher um trabalho dentro da mesma região de referência do hospital. Isso corrobora a ideia posta por Leonardson (1985 *apud* Holmes; Miller, 1986) de que “os programas de residência podem ajudar a atrair ou reter médicos”.

Estudos empíricos, realizados para o caso brasileiro, demonstraram que as condições socioeconômicas, a influência do cônjuge, a renda *per capita*, leitos hospitalares, hospitais, equipamentos, demais estabelecimentos de saúde e faculdades de medicina, são fatores que exercem influência na decisão locacional dos médicos no Brasil, reforçando os resultados obtidos na literatura internacional (Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

2.1 DAS POLÍTICAS EM SAÚDE E SUAS IMPLICAÇÕES SOBRE A RETENÇÃO DESSES PROFISSIONAIS EM ÁREAS RURAIS

A realidade da demografia médica em vários países reflete uma má distribuição dos médicos entre áreas rurais e urbanas, verificando-se que a concentração desses profissionais nas diferentes regiões responde diretamente às condições e qualidade de vida desses locais (Çalişkan, 2013; Girardi *et al.*, 2011; Jud; Harrisson, 1975; Póvoa; Andrade, 2006). A ideia da qualidade de vida pode ser entendida aqui como percepção que o indivíduo tem de sua posição na vida, no contexto da cultura e sistema de valores em que vive e em relação aos seus objetivos, expectativas, padrões e preocupações (Weber, 2017).

Assim, considerando o que prediz a teoria econômica, em uma estrutura de mercado competitiva, as escolhas de localização dos médicos deveriam ser determinadas pelas condições de demanda e oferta em que os salários reais orientariam a uma distribuição igualitária dos médicos no longo prazo. No entanto, a existência de outros fatores, como a demanda induzida pela oferta, faz abolir o mecanismo tradicional de demanda e oferta,

sugerindo que o mercado de serviços médicos não seja perfeitamente competitivo (Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Pinto, 2015).

Diante disso, países como Estados Unidos, Canadá, Japão, Turquia, Brasil, assim como os da África e Ásia têm implementado diversas políticas em saúde visando encorajar os médicos a se estabelecerem em "áreas de escassez" desses profissionais (Çalışkan, 2013; Cooper *et al.*, 1977; Eisenberg; Cantwell, 1976; Falcettoni, 2018; Hara *et al.*, 2017; Nassar *et al.*, 2021; Oliveira *et al.*, 2020; Weber, 2017; Willis-Shattuck *et al.*, 2008).

Nesse contexto, Eisenberg e Cantwell (1976) destacam que a maioria dos programas que possuem o objetivo de influenciar a localização dos médicos nos Estados Unidos englobam incentivos financeiros como o perdão de empréstimos; incentivos sociais; a ideia de exposição prévia, aqui incluídos, o local de nascimento, faculdade de medicina e o local de treinamento; e desenvolvimento profissional. Os autores apontam que muitos dos programas que estabeleceram incentivos financeiros tiveram menos sucesso do que o esperado: o programa *Sears Roebuck Foundation* que ofereceu instalações clínicas como incentivo financeiro para que os médicos se instalassem áreas de escassez foi considerado ineficaz, tendo sido abandonado. Quatro programas estaduais que previam empréstimos administrados pelo estado foram totalmente interrompidos porque os médicos não cumpriram as obrigações do programa.

A ênfase da qualidade de vida foi objeto de programas como o *National Health Service Corps*, implementado em 1970, nos Estados Unidos, o qual estabeleceu uma ampla gama de incentivos sociais visando atrair médicos para práticas em áreas carentes desses profissionais (Eisenberg; Cantwell, 1976). Ainda em relação à análise realizada por Eisenberg e Cantwell (1976), verifica-se que a ideia de desenvolvimento profissional foi amplamente considerada em programas como incentivo para atrair profissionais para as áreas escassas. Suas análises apontaram que programas como o *Cook County Hospital Program* que propôs como incentivo, a oferta de clínica e posição de meio período em hospital, teriam tido sucesso em atrair médicos para o centro da cidade, mas programas como *Hill Burton* e a *Sears Foundation* não teriam tanto sucesso em atrair médicos para áreas rurais.

Falcettoni (2018), ao analisar o desempenho, nos Estados Unidos, das políticas voltadas para reter médicos em áreas rurais, com base em perdão de empréstimos e incentivos salariais, verificou que houve aumento de 1,2% de médicos nessas regiões. Por outro lado, o Programa *Underserviced Area Program (UAP)*, do governo federal do Canadá, revela a orientação do

processo de alocação de profissionais destinados a atenuar as situações de carência em determinadas localidades (Girardi *et al.*, 2011; Pinto, 2015). Esse programa visava fornecer bolsas de incentivos de \$40.000 no período de quatro anos para o médico que optasse em se estabelecer em área com carência médica (Pinto, 2015).

A preocupação do governo japonês em resolver as desigualdades na distribuição geográfica dos médicos e incentivar a mudança desses profissionais para áreas rurais foi apontada por Hara e outros (2017). Os autores evidenciam que todas as províncias do Japão estabeleceram um centro regional de apoio médico com prestação de serviços bancários e apoio ao desenvolvimento de carreira para jovens médicos trabalhando em áreas com oferta médica insuficiente. Além disso, destacam ainda, que o governo do Japão expandiu o “*Chiikiwaku*”, sistema, que estabelece cotas regionais para faculdades a estudantes de medicina e concede bolsas de estudo com estipulações em futura prática rural.

Essa tendência também pode ser verificada no governo da Turquia, o qual, a fim de incentivar os médicos a trabalharem em regiões menos desenvolvidas, editou uma lei em 2003 estabelecendo salários maiores e diretos trabalhistas adicionais para os profissionais de saúde alocados nessas regiões, tendo sido observado resultado positivo com mais de 7.000 novos profissionais destinados para áreas desassistidas (Çalışkan, 2013).

Corroborando as expectativas teóricas de que a concentração espacial dos médicos não é um problema isolado, destaca-se ainda o interesse dos países Africanos e Asiáticos em relação à implementação de políticas voltadas para resolver o problema da má distribuição geográfica dos médicos: Willis-Shattuck e outros (2008) argumentam que na África do Sul, os subsídios rurais possuem um efeito limitado na retenção desses trabalhadores, assim como em Camarões e Zimbábue, onde os incentivos financeiros foram percebidos como distribuídos de forma desigual entre os profissionais de saúde. Nos países Bangladesh e Cazaquistão, as reformas do setor da saúde tiveram efeitos motivacionais positivos, tendo em vista a implementação, respectivamente, de garantia de pagamento de salários confiáveis e imediatos; e melhores incentivos financeiros e alterações nas relações organizacionais. Em relação aos países da Ásia, os autores apontam ainda que o incentivo ao treinamento especializado na Indonésia foi suficiente para fazer com que os médicos urbanos atendessem nas áreas rurais, assim como no Mali, onde o “sentir-se responsável” e o aumento dos salários resultaram em um efeito motivador, tanto entre médicos quanto entre enfermeiros.

No Brasil, o cenário é similar, tendo sido verificado a implementação de diversas políticas públicas visando mitigar o problema da má distribuição dos médicos nas diversas regiões do país (Nassar *et al.*, 2021; Oliveira *et al.*, 2020; Weber, 2017). O Programa Mais Médicos é a mais recente política do governo brasileiro, implementado em 2013, por meio da Medida Provisória nº 621/2013, o qual dentre os seus objetivos, destaca-se o provimento emergencial de médicos em áreas remotas ou de difícil acesso e/ou populações de maior vulnerabilidade social e econômica, por meio de um plano de expansão dos cursos de graduação e residência médica e mudanças na forma da formação de médicos e especialistas, com novos cursos abertos no interior do país (Oliveira *et al.*, 2020; Weber, 2017).

É importante destacar que as iniciativas do governo brasileiro visando resolver esse problema não é recente, sendo verificado ao longo dos anos, medidas como Programa de Interiorização do Sistema Único de Saúde (Pisus), o Telessaúde, o Projeto Rondon e o Programa de Valorização do Profissional da Atenção Básica (PROVAB) (Nassar *et al.*, 2021; Weber, 2017). Esse último visava ampliar o acesso à saúde da população carente, encorajando os profissionais de saúde recém-formados a atuar em regiões marcadas pela escassez de médicos, tais como periferia das grandes cidades, ribeirinhos, quilombolas, povos indígenas, áreas remotas da Amazônia legal e norte semiárido oriental (Weber, 2017).

Algumas pesquisas têm abordado ainda propostas de políticas em saúde que visem mitigar o problema da concentração espacial dos médicos, baseado nos fatores que influenciam sua escolha locacional. No trabalho de Cooper e outros (1977) foi sugerido a criação de programas de faculdades medicina em áreas rurais, baseado na ideia de que aumento do número de ingressantes nas faculdades de medicina de origem rural teria maior probabilidade de sucesso para aumento do número de médicos nessas regiões.

Falsettoni (2018) argumenta que os formuladores de políticas deveriam oferecer incentivos de aumento salarial como a principal medida para atrair médicos de cuidados primários para áreas carentes, sugerindo ainda, como outra possível intervenção, a criação de residências rurais, tendo em vista a ideia de que os médicos tendem a permanecer no mesmo estado onde realizou sua residência. Nesse sentido, a formulação de políticas em saúde que visa atenuar o problema da concentração espacial dos médicos envolve entender os motivos que refletem na sua escolha locacional, uma vez que ambos os aspectos estão interligados e são juntamente determinantes da distribuição dos médicos no espaço geográfico, posto ainda a ideia de que o mecanismo tradicional de mercado desses serviços não é perfeitamente competitivo.

2.2 LITERATURA ECONÔMICA: ANÁLISE DA TEORIA DAS ECONOMIAS DE CONCENTRAÇÃO E A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS

A distribuição espacial dos médicos pode ser analisada a partir dos pressupostos da economia espacial, tendo em vista que há na literatura econômica, determinantes espaciais que explicam a concentração da atividade produtiva no espaço. Assim, esta seção visa apresentar a literatura acerca da economia espacial que explicam os fatores da aglomeração da atividade econômica, contextualizando no âmbito da saúde e da distribuição espacial dos médicos.

2.2.1 Da Economia Espacial

A concentração geográfica da atividade econômica e seus determinantes têm sido abordados desde o final do século XIX, com o estudo das economias de aglomeração de Alfred Marshall, teórico que analisou o papel das economias externas como promotoras de aglomerações industriais (Costa *et al.*, 2020; Martin; Sunley, 2017). A abordagem de Marshall (1996) acerca da concentração da atividade industrial parte da noção de economias de escala surgidas, principalmente, pela especialização da divisão social do trabalho, entendida como externalidade. Diante disso, a teoria Marshalliana apresentou dois termos de grande relevância resultantes de economias de escala, isto é, i) economias internas, decorrentes do aumento de escala de produção de uma firma individual e da otimização da organização administrativa; e ii) as economias externas, que surgem devido ao desenvolvimento geral de um setor industrial, independentemente do tamanho da firma individual (Costa *et al.*, 2020).

Para Marshall (1920 *apud* Costa *et al.*, 2020), as economias externas constituem-se como vantagens que atraem outras atividades, promovendo uma expansão diferenciada de um local em relação a outras regiões, sendo a ideia que explica a concentração industrial e dos serviços nas cidades ou regiões já beneficiárias de uma grande variedade de atividades. Nesse contexto, Marshall (1996) também argumenta que a aglomeração das atividades produtivas está baseada em três tipos de economias externas: (i) a concentração do mercado de trabalho, o que favorece a relação entre empregados e empregadores, na medida em que as empresas possuem facilidade de encontrar mão-de-obra especializada, e o ao mesmo tempo, o indivíduo especializado, uma vez desempregado, não possui dificuldade em encontrar outro emprego; (ii) a disponibilidade de fornecedores especializados, uma vez que a indústria geograficamente concentrada faz surgir, nas proximidades desse local, atividades subsidiárias que fornecem à indústria principal, instrumentos especializados e matérias-primas, favorecendo a redução de custos de produção; e (iii) a existência de efeitos de difusão de

conhecimento tecnológico, tendo em vista que a atividade industrial concentrada facilita a dispersão da informação com maior rapidez.

Para Weber (1909), a localização industrial pode ser explicada pelo tripé: custos de transporte, mercado consumidor e mão de obra. O seu modelo de localização industrial considera que as indústrias deviam se localizar próximos aos centros de fornecimento de matérias-primas ou mão de obra, defendendo a ideia de que a localização ótima das indústrias está atrelada aos custos de transportes. Nesse cenário, a sua teoria aponta ainda, que os custos de transportes são compensados pelas economias de aglomeração, referindo-se à noção de que as empresas ao localizar-se em espaço urbano aglomerado onde os recursos agrupados tendem obter economias externas, destacando, entretanto, que essa economia deve ser superior aos custos de transporte que um eventual deslocamento da indústria para essa aglomeração acarrete.

Nessa perspectiva, a teoria da localização industrial de Losch (1954) indica ainda que a localização ótima das indústrias é orientada por quatro hipóteses: (i) ponto de custo mínimo de transportes, entendido como o local onde custos totais de frete por unidade são mais baixos, indicando que os pontos favorecidos são os locais onde se encontram os fatores de produção/consumo, ou concorrentes; (ii) custos de produção e custos totais, sendo defendido aqui, o entendimento de que os custos de produção não podem ser separados do custo do frete da matéria-prima e muitas vezes não se deseja separá-los do custo do frete do produto acabado. Assim, a localização mais favorável dependeria de ambos e, portanto, dos custos totais; (iii) orientação pela receita, em que o estabelecimento da indústria estaria atrelado onde fosse possível auferir maiores receitas, considerando os componentes de quantidade e preço, em que a orientação pela quantidade contemplaria o número de compradores, e a orientação pelo preço, o seu poder de compra. Nesse contexto, Losch (1954) destaca que a primeira, portanto, favoreceria os distritos populosos; os últimos, os prósperos; e ambos preferindo um local longe da concorrência; e (iv) orientação pelo lucro, uma vez que em uma economia livre, a localização ótima da empresa está associada ao local onde é possível auferir maior lucro líquido.

Destaca-se ainda que, a análise das aglomerações econômicas pode ser entendida também, a partir da ideia das vantagens comparativas proposta por Hoover (1936, 1937, 1948)⁸ que considera a existência de economias de escalas, economias de localização e economias de urbanização (Pinto, 2015). Assim, as economias de escala seriam as economias atreladas

⁸ Segundo proposta desenvolvida por Hoover (1936, 1937, 1948 *apud* Pinto, 2015).

internamente à firma, tendo em vista à redução do custo unitário de produção, aumento de sua escala em dado local e ao aumento da eficiência na relação produção - custo em atender um grande mercado; já, as economias de localização estariam associadas para todas as firmas de indústria similares concentradas em determinado região, dada à redução do custo unitário da firma devido ao aumento da produção agregada dessa indústria no espaço; e, por fim, economias de urbanização, ocorrendo para todas as firmas das diversas indústrias em certa localidade, uma vez que a redução do custo unitário de produção ocasionaria vantagens relacionadas ao aumento e à diversidade das atividades econômicas dessa região (Pinto, 2015).

Nessa linha, Christaller (1966 *apud* Melo *et al.*, 2011) denominou de “Lugar Central” as áreas de aglomeração produtiva, onde a existência de lugares centrais e áreas de escala de produção inferior formariam uma hierarquia urbana, de modo que lugares centrais de ordem superior seriam centros de produção e consumo para lugares centrais de ordem inferior. Assim, com base nas ideias desse teórico, uma região seria constituída por uma rede urbana hierarquizada, surgida pelo aumento dos fluxos de trocas entre vizinhos. Essa hierarquia de aglomerados econômicos indicaria uma desigualdade na distribuição da atividade econômica no espaço.

Com a Nova Geografia Econômica (NGE), área de pesquisa que micro fundamentou muitas das teorias das economias de concentração, o debate acerca dos determinantes espaciais da distribuição da atividade produtiva e sua relação no desempenho econômico das localidades ganhou relevância na teoria econômica (Martin; Sunley, 2017; Melo; Simões, 2011).

Essa nova perspectiva teórica incorporou a ideia dos retornos crescentes de escala, de externalidades, transbordamento tecnológico e outros, para entender o fenômeno da aglomeração das atividades econômicas (Costa *et al.*, 2020). Sob essa ótica, formaliza-se a existência de forças centrífugas e centrípetas que determinam a concentração e a dispersão da atividade econômica no espaço, bem como a extensão espacial dessas forças, entendido como os efeitos de transbordamento para uma região vizinha, ou seja, os *spillovers* espaciais (Costa *et al.*, 2020; Melo; Simões, 2011).

Nesse contexto, em relação às forças que agem a favor da aglomeração industrial, Fujita, Krugman e Venables (2002) ressaltam que tais forças podem ser observadas na produção, distribuição e comercialização dos bens e serviços, por meio de efeito em cadeia para trás (*backward linkages*), que são as transações de uma empresa com seus fornecedores de insumos, e efeito em cadeia para frente (*forward linkages*), definida como as transações de

uma empresa com seus consumidores. Logo, as extensões espaciais dessas forças provocariam o que os teóricos denominaram de *spillovers* espaciais, ou seja, efeitos de transbordamento para regiões vizinhas.

É de se destacar, contudo, que essa ideia já foi objeto de estudo de Myrdal (1957), o qual argumentou que, uma vez ocorrendo à acumulação do capital, haverá uma ampliação da sua área de ocupação por meio de efeitos de transbordamento para as áreas vizinhas (*spillovers* espaciais). Dessa forma, regiões que antes eram tidas como periféricas são incorporadas por regiões centrais, do mesmo modo que regiões que estavam à margem da economia de mercado são incorporadas no processo de acumulação do capital, tornando-se as novas áreas periféricas.

Ainda, à luz da teoria da economia espacial, a preocupação em torno do entendimento das causas da concentração da atividade econômica envolve também as noções atreladas ao conceito de retornos crescentes locais, definidas como *sharing*, *matching* e *learning*. (Combes *et al.*, 2005 *apud* Pinto, 2015). Dessa forma, por *sharing* entende-se que quanto maior o tamanho do mercado, mais diluído ficariam os custos fixos, fazendo surgir economias de escala interna às firmas, economias de escala no conjunto dos ofertantes, e ganhos com os benefícios da urbanização crescente; a ideia de *matching* pode ser definida como os grandes mercados aumentariam a probabilidade de casamento entre os agentes econômicos ofertantes e demandantes; e por fim, o *learning*, entendida pela maior frequência de interação entre agentes em ambientes mais densos, o que pode aumentar o processo de aprendizagem, troca de experiência profissional e *spillover* tecnológicos (Pinto, 2015).

Cumprе ressaltar ainda, as ideias postas por Jacobs (1969 *apud* Junior, 2014) em relação às economias de urbanização, caracterizada pela noção de que a presença de firmas localizadas próximas a outras proporciona vantagens de custos decorrentes das variedades de setores e serviços, levando ao desenvolvimento de grandes cidades diversificadas. A sua teoria aponta que a multiplicidade de bens e serviços, tecnologias e conhecimento próprios no ambiente econômico que possui um centro urbano, potencializam inovações originadas da fecundação de ideias entre os setores e sua base econômica.

Assim, feitas tais considerações, o objetivo da próxima seção é, associar os pressupostos teóricos da economia espacial trazidos, de modo a analisar sua relação com fatores de aglomeração da atividade médica.

2.2.2 Da economia espacial e a contextualização no âmbito da oferta de saúde e da concentração geográfica dos médicos.

A literatura sugere que a análise da distribuição dos recursos de saúde pode ser explorada com base nos argumentos apresentados pela teoria da localização (Eisenberg; Cantwell, 1976; Pinto, 2015). Nesse contexto, no âmbito dos pressupostos apresentados pela teoria da economia espacial, os fatores que explicam a concentração de atividade e serviços no espaço geográfico estão atrelados, principalmente, às ideias de economias externas, incluídas as economias de localização e urbanização (Hoover (1936, 1937, 1948 *apud* Pinto, 2015); Mashall, 1996; Weber, 1909).

Assim, no que tange aos aspectos da economia externa, pode-se destacar o acesso a disponibilidade de fornecedores especializados, apresentado, em especial, pela teoria de Marshall (1996) e Weber (1909), como fator que explica a aglomeração das atividades e serviços no espaço. Tal entendimento pode ser aplicado pelos estudos de concentração de serviços médicos, sendo caracterizado como provável fator de localização da oferta desses serviços, o acesso aos insumos hospitalares, tais como medicamentos, equipamentos básicos, etc. (Pinto, 2015; Willis-Shattuck *et al.*, 2008).

Em relação as economias de localização e urbanização aparece associada à presença de hospital, incluídos aqui a presença, também, de hospitais universitários (e faculdades de medicina), unidade ambulatorial, clínicas médicas, e as condições de mercados como possíveis fatores que explicam a localização dos médicos. Essa perspectiva está atrelada à ideia de diversidade das atividades econômicas na região, proporcionando vantagens de custos decorrentes das variedades de setores e serviços, bem como troca de experiência profissional e *spillovers* tecnológicos.

Como já salientado, a densidade populacional deve ser considerada quando da análise da oferta dos serviços médicos, uma vez que a população é vista como medida direta do tamanho de mercado, representando um indicador de demanda por cuidados de saúde. Assim, seja a oferta pública ou privada, o tamanho da população reflete nas localizações dos serviços médicos, dada à atração da força de procura, representada pela sua relação com número de pessoas a serem atendidas (Behnam *et al.*, 1968; Caliskan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Foley, 1977; Jud; Harrison, 1975). Nessa linha, a renda *per capita* de determinada região é um indicador do poder de consumo da população, estando associada ao potencial de demanda por serviços médicos, assim como para diversos bens e serviços, bem como um lucro potencial

maior (Caliskan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Fein, 1954; Jud e Harrison, 1975; Pinto, 2015).

Conforme destacado por Pinto (2015), o sistema de saúde brasileiro caracteriza-se pela participação dos setores público e privado no financiamento e na provisão de serviços de saúde, salientando a existência de diferenças na lógica da oferta de médicos entre unidades prestadoras de serviços de saúde públicas e privadas. Dessa forma, o setor público atua na oferta de serviços de saúde, e em especial, os médicos, por meio das esferas Federal, Estadual e Municipal (art.198, CF). Como destaca o autor, em relação ao setor privado, a maximização dos ganhos será o fator de decisão para escolha de onde ofertar serviços de saúde, e por consequência, os médicos.

Nesse cenário, acerca da oferta de médicos nas regiões brasileiras, Pinto (2015) argumenta ainda que, em relação ao setor público, o número de médicos ofertado é resultante de três fatores: (i) escala populacional do município; (ii) volume de recursos captados pelo governo local (dado pela soma dos recursos Federais, Estaduais e Municipais); e (iii) importância dada pelos governos locais ao setor de saúde. Enquanto no setor privado, os principais fatores são: (i) escala populacional do município; (ii) renda *per capita*; (iii) escala populacional e renda per capita dos municípios vizinhos e; (iv) disponibilidade de mão-de-obra.

Dessa forma, a literatura aponta que a decisão de localização de atuação profissional dos médicos depende da oferta (pública ou privada) de equipamentos e serviços de saúde disponíveis em determinada região e sua vizinhança (como o tipo e a quantidade de clínicas, laboratórios, hospitais, Unidades de Pronto Atendimento e Unidades Básicas de Saúde, por exemplo). Outros determinantes importantes seriam as condições socioeconômicas da localidade, tamanho da população e densidade populacional, que influenciariam a demanda em saúde, e que tendem a apresentar concentração espacial. Por fim, a concentração das escolas de medicina e hospitais universitários, em certas localidades, também são apontadas como fatores importantes nesta decisão (Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para efeito desse estudo, será utilizado o instrumental da econometria espacial, uma vez que em modelos clássicos de regressão linear (MCRL), os efeitos espaciais, como a dependência e a heterogeneidade espaciais não são levados em consideração. Nesse sentido, a econometria espacial concentra-se em incorporar na modelagem, os aspectos da interação socioeconômica entre os agentes num sistema, bem como as características da estrutura desse sistema no espaço, sendo utilizada quando uma variável de uma determinada localidade influencia a mesma (ou outra) característica em uma localidade geograficamente próxima (Almeida, 2012; Anselin, 1988; Silva *et al.*, 2013; Vieira, 2009).

Do ponto de vista metodológico, a dependência espacial (ou autocorrelação espacial, como também é conhecida) é incorporada ao modelo por meio de uma especificação de uma matriz de ponderação ou peso espacial (W). A literatura aponta que para verificar se os dados apresentam ou não dependência espacial, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) torna-se necessário, precedendo o processo de modelagem econométrico-espacial (Almeida, 2012). Dessa forma, este capítulo, será dividido em mais 4 seções: (i) Da matriz de pesos espaciais; (ii) Da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE); (iii) Dos modelos econométricos espaciais e especificação do modelo utilizado; (iv) Do banco de dados.

3.1 DA MATRIZ DE PESOS ESPACIAIS

A matriz de ponderação espacial (W) é uma matriz quadrada de ordem $n \times n$, onde os pesos espaciais W_{ij} representam o grau de conexão entre as regiões de acordo com determinado critério de proximidade, evidenciando a influência da região j sobre a região i (Almeida, 2012; Anselin, 2001). Nesse contexto para cada ponto no espaço é definido um conjunto de vizinhança que interage com ele (Silva *et al.*, 2013).

Na econometria espacial, os métodos mais utilizados para se determinar a matriz de pesos espaciais estão apoiados em dois principais critérios: (i) da contiguidade e; (ii) da distância geográfica. Nesse sentido, em relação ao critério da contiguidade (vizinhança) pressupõe-se que duas regiões contíguas possuem maior interação espacial, ou seja, apresentam um grau maior de dependência do que as demais regiões (Almeida, 2012; Silva *et al.*, 2013). Dessa forma, os dados da vizinhança são representados na forma de uma matriz simétrica e binária, na qual se atribui valor 1 ($w_{ij} = 1$), se duas regiões são vizinhas, e valor nulo caso não

sejam($w_{ij} = 0$). Assume-se, por convenção, que $w_{ii} = 0$, uma vez que a região não é considerada como vizinha de si própria. Assim, temos que (Anselin; Bera, 1998):

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ e } j \text{ são contíguos} \\ 0, & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos} \end{cases} \quad (1)$$

Pontua-se ainda, que a convenção de contiguidade pode ser dada por meio de 3 critérios: (i) tipo “rainha (*queen*) ”; (ii) tipo “torre (*rook*) ” ou; (iii) tipo “bispo (*bishop*) ”, em que a convenção tipo “rainha” considera uma região vizinha se essa possui fronteiras ou vértices comuns; a convenção tipo “torre” considera como vizinho, somente os locais com fronteira em comum e a convenção tipo “bispo” considera apenas os vértices para efeito de contiguidade (Vieira, 2009).

No que tange ao critério de distância geográfica, as discussões teóricas apontam que a maior interação espacial está nas duas regiões mais próxima geograficamente. Assim, baseado nesse critério, a convenção dos pesos espaciais é determinada conforme a distância geográfica, a qual pode ser mensurada por quilômetros ou milhas (Almeida, 2012). Nesse caso, adota-se uma matriz (W), também binária, definida como a matriz dos k vizinhos mais próximos (*k-nearest neighbour*), $w_{ij}(k)$, em que:

$$w_{ij}(k) = \begin{cases} 1, & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0, & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (2)$$

Onde, $d_i(k)$ é a menor distância de corte para região i , de modo que tal região tenha k vizinhos. Cumpre ressaltar que, assim como no critério da contiguidade, também no critério da distância geográfica, assume-se, por convenção, $w_{ii} = 0$.

Destaca-se ainda, que há outras formas de especificar uma matriz de ponderação espacial(W), podendo ainda ser com base no critério de distância inversa ou ainda por critério socioeconômico (Anselin; Bera, 1998). Nesse contexto, para definir a matriz de pesos espaciais que melhor represente a verdadeira correlação espacial do fenômeno em estudo, deverá ser utilizada a matriz que apresente o maior valor de autocorrelação espacial entre os dados (Vieira, 2009). Na literatura, existe o procedimento de Baumont (2004 *apud* Almeida, 2012) que visa capturar a matriz W que incorpora a maior dependência espacial por meio do teste de diagnóstico. Para tanto, (i) estima-se o modelo clássico de regressão linear; (ii) testam-se os resíduos desse modelo para autocorrelação espacial, via I de Moran, para um conjunto de matrizes W ; (iii) seleciona a matriz W que obteve o maior I de Moran.

3.2 DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

Após especificação da matriz de pesos espaciais, para identificar se os dados possuem dependência e heterogeneidade espaciais, será realizada, a priori, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Trata-se de técnica que auxilia na descrição da distribuição espacial, identificação dos padrões de associação espacial (*clusters*), assim como na identificação de localidades atípicas (*outliers*) (Anselin, 1995). Nesse sentido, por meio da AEDE é possível extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, além de investigar a influência dos efeitos espaciais.

A literatura aponta que o principal índice usado para fazer essa mensuração é o *I* de Moran (Almeida, 2012; Anselin, 2001; Silva *et al.*, 2013). Assim, para o coeficiente de autocorrelação espacial global, o *I* de Moran é definido algebricamente como:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (3)$$

Em que, para análise que se pretende realizar aqui, *n* é o número de municípios; *z* corresponde aos valores da variável de interesse padronizada no município de interesse; e *Wz*, aos valores médios da variável de interesse padronizada nos municípios vizinhos, tendo em vista a matriz de ponderação espacial (*W*).

É importante notar que o *I* de Moran varia entre -1 e 1, tendo um valor esperado de $-[1/(n-1)]$, indicando que valores próximos de zero, há inexistência de autocorrelação espacial, ou seja, quanto mais próximo do valor unitário, mais autocorrelacionado estará. Nesse contexto, na medida em que o *I* de Moran seja superior ao valor esperado, há indicação de autocorrelação positiva, entretanto, sendo o *I* de Moran inferior ao valor esperado, há indicação de autocorrelação negativa (Almeida, 2012; Silva *et al.*, 2013; Vieira, 2009).

Tendo em vista que o índice de autocorrelação global considera todo o conjunto das unidades espaciais, é possível que haja autocorrelação espacial entre algumas unidades espaciais e em outras não, configurando a formação de *clusters* espaciais. Dessa forma, padrões de comportamento locais podem ser omitidos quando da análise da autocorrelação global. Para tanto, a literatura sugere também, a análise por meio dos indicadores LISA (*local indicator of spatial analysis*) (Almeida, 2012).

Assim, *I* de Moran Local é dado pela seguinte forma algébrica (Anselin, 1995):

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (4)$$

Nesse contexto, temos que, (i) se I de Moran Local > 0 , há indicação de *clusters* com valores similares ao redor de i ; (ii) se I de Moran Local < 0 , há indicação de *clusters* de valores diferentes ao redor de i ; (iii) se I de Moran Local $= 0$, indica ausência de *cluster*.

Outra alternativa para se visualizar a dependência espacial é por meio do diagrama de dispersão de Moran, o qual representa graficamente o coeficiente da regressão da variável em análise com valores normalizados sobre a média dos vizinhos, cujo coeficiente de inclinação é o I de Moran global (Almeida, 2012; Silva *et al.*, 2013; Tysler, 2006).

O diagrama é dividido em quatro quadrantes que representa o tipo de associação linear espacial: Alto-Alto (AA) significa que regiões apresentam valor alto da variável de interesse, rodeadas por regiões (vizinhança) que apresentam também valores altos; Baixo-Alto (BA), representa regiões com baixo valor, cercados por locais com altos valores; Baixo-Baixo (BB), regiões com baixos valores, circundado também por regiões com baixos valores; e Alto-Baixo (AB), trata-se da regiões com alto valor da variável em estudo, vizinhas de regiões com baixos valores (Almeida, 2012; Pinto, 2015; Tysler, 2006).

Assim, as regiões aglutinadas nos quadrantes 1(AA) e 3(BB) indicam correlação positiva, com regiões e média da vizinhança apresentando valores semelhantes, ou seja, entendida como regiões formadas por *clusters* com valores similares. Por sua vez, as aglutinações ao longo dos quadrantes 2 (BA) e 4 (AB) indicam autocorrelação espacial negativa, onde tem-se ocorrência dos *outliers* caracterizados pelas observações que não seguem o processo de dependência espacial predominante da dependência espacial dos demais dados (Silva *et al.*, 2013; Tysler, 2006).

3.3 DOS MODELOS ECONOMETRICOS ESPACIAIS

Tendo sido confirmado a presença de dependência espacial, após a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), tem-se a especificação dos modelos econométricos espaciais, os quais, como já ressaltado, incorporam o componente espacial em sua modelagem. Nesse contexto, em tais modelos, a dependência espacial pode ser encontrada nas variáveis dependentes, nas variáveis independentes, no termo de erro ou mesmo ainda em mais de uma variável simultaneamente (Lesage; Pace, 2009; Silva *et al.*, 2013; Tysler, 2006).

Em análises econométricas-espaciais, a presença de autocorrelação espacial faz com que a estimação pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seja inapropriada (Almeida, 2012; Tysler, 2006). Assim, havendo autocorrelação na variável dependente, as estimativas de MQO serão viesadas e inconsistentes. Por sua vez, caso a autocorrelação esteja presente no termo do erro, não há viés, nem inconsistência, porém o estimador de MQO perde sua eficiência (Golgher, 2015; Vieira, 2009).

Nesse contexto, os principais modelos econométrico-espaciais são caracterizados de acordo com presença de dependência espacial, se na variável dependente (Wy); independente (Wx), no termo de erro ($W\xi$ ou $W\varepsilon$) ou em ambas variáveis conjuntamente, e ainda, se, de alcance global ou local (Lesage; Pace, 2009; Vieira, 2009).

Diante disso, tem-se o modelo SAR (*Spatial Autorregressive Model*), que visa capturar as defasagens espaciais associadas à variável dependente, sendo representado pela seguinte expressão (Almeida, 2012):

$$y = \rho W_y + \varepsilon \quad (5)$$

Em que W_y , é um vetor $n \times 1$ de defasagens espaciais para a variável dependente; ρ é o coeficiente autorregressivo espacial que mensura o grau de dependência no espaço e ε o termo de erro. Destaca-se que a equação (5) trata da sua versão pura, informando que a variável dependente y é influenciada pelas variáveis dependentes observadas nas regiões vizinhas W_y .

É importante pontuar, que o modelo SAR pode ser caracterizado também pela sua versão mista, implicando a incorporação de conjunto de variáveis exógenas (X) na sua modelagem (Vieira, 2009). Trata-se da versão SAR (*mixed regressive-spatial autorregressive model*), dada pela seguinte equação (Anselin; Bera, 1998):

$$y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

No modelo misto, X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas, de ordem $n \times k$; β é um vetor de parâmetros de dimensão $k \times 1$. Assim, em sua versão mista, o modelo SAR implica que o valor da variável dependente observado em determinada região seja resultado além da média dos valores da variável dependente observadas na vizinhança (Wy), seja dado também pelos valores das variáveis explicativas (X) e o termo de erro (ε) (Anselin; Bera, 1998; Vieira, 2009).

Sendo o parâmetro ρ positivo, há indicação de autocorrelação espacial positiva, ou seja, um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas, aumenta (diminui) o valor de y na região objeto de investigação. Sendo ρ negativo, há indicação de autocorrelação espacial negativa. Por outro lado, sendo $\rho = 0$, implica dizer que o parâmetro é estatisticamente não significativo, não havendo, portanto, evidências de autocorrelação espacial (Almeida, 2012).

Para os casos em que a dependência espacial está correlacionada apenas com o termo de erro, a literatura sugere o SEM – *Spatial Error Model*, dado pela seguinte expressão (Anselin; Bera, 1998; Lesage; Pace, 2009; Tysler, 2006):

$$y = X\beta + \xi \quad (7a)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (7b)$$

No qual, o coeficiente λ é o parâmetro de erro espacial, quando significativo, reflete a autocorrelação espacial nos erros ($W\xi$) ou nas variáveis que foram omitidas do modelo (Almeida, 2012; Anselin; Bera, 1998; Vieira, 2009). Cumpre ressaltar que, nesse modelo, os erros atrelados a qualquer observação resultam da média de erro das regiões de vizinhança, bem como de um erro aleatório, conforme a expressão (7b). A forma reduzida do modelo SEM segue conforme:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}\varepsilon \quad (8)$$

Pinto (2015) destaca que em relação ao modelo SEM, há uma dificuldade para interpretação dos dados tendo em vista que a dependência está em fatores que não são percebidos pelos pesquisadores.

A literatura aponta ainda o modelo SAC (*spatial autoregressive model*), em que a dependência espacial pode ser verificada tanto na variável dependente quanto no termo de erro espacialmente autocorrelacionado (Lesage; Pace, 2009). Sua equação pode ser verificada da seguinte forma:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \xi \quad (9a)$$

$$\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (9b)$$

Outro modelo destacado pela econometria espacial, denomina-se *Spatial Durbin Model* - SDM, que incorpora também a dependência espacial nas variáveis independentes. Trata-se de modelo de dependência espacial de alcance global e local, em que a variável explicativa de

$i(X_i)$ afeta os y_j mais próximos (efeito local), havendo ainda, uma interação espacial entre a variável dependente das regiões i e j , caracterizando a ideia do efeito global (Almeida, 2012; Golgher, 2015).

Esse modelo é expresso conforme segue:

$$y = \rho W y + X\beta + WX\tau + \varepsilon \quad (10)$$

Sendo sua forma reduzida dada por:

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\tau + \varepsilon) \quad (11)$$

Insta frisar, que alguns modelos são casos particulares do modelo espacial de Durbin, sendo resultado de quando se incluem alguma restrição ao modelo. Assim, partindo do modelo contido na equação (10), se $\tau = 0$, tem-se o modelo SAR; se $\tau = -\rho\beta$, obtém-se o modelo espacial SEM. A literatura define, que nesses casos, os modelos são *nested*, ou seja, temos que os modelos SAR e SEM são *nested* do modelo SDM (Golgher, 2015).

Tem-se ainda, o modelo Durbin com erro espacial (*Spatial Durbin Error Model- SDEM*), o qual além de incorporar a dependência espacial nas variáveis explicativas, considera também correlação espacial observada no termo de erro, seja em razão de variáveis omitidas no modelo ou por outras razões. Assim, neste caso, a variável explicativa de i (X_i) afeta os y_j mais próximos (efeito local) e além disso, ξ_i afeta os erros de seus j vizinhos e vice-versa (efeito global) (Almeida, 2012; Golgher, 2015). Sua equação pode ser visualizada como segue:

$$y = X\beta + WX\tau + \xi \quad (12a)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (12b)$$

Nesse sentido, diante de tais modelos econométricos e as dependências espaciais atreladas a tais especificações, a literatura aponta a necessidade de realização de testes de especificações para identificar qual estrutura de dependência espacial está presente no modelo (Almeida, 2012; Anselin, 2001; Vieira, 2009).

Assim, a presença de algum grau de dependência espacial pode ser verificada por meio de determinados testes, como o I de Moran, aplicado a resíduos de uma regressão linear, ou o teste de Wald, *Likelihood Ratio*, baseados na estimação por máxima verossimilhança e o Multiplicador de Lagrange (LM) (Tysler, 2006; Vieira, 2009).

É importante destacar que a estatística do I de Moran, embora seja capaz de identificar a presença de autocorrelação espacial, o teste não é capaz de detectar qual é o tipo de autocorrelação espacial predominante, ou seja, em quais variáveis (se na variável dependente, independente, no termo de erro, ou em um conjunto de mais de uma delas) a dependência espacial apresenta-se no modelo (Silva *et al.*, 2013; Vieira, 2009).

Nesse sentido, para a escolha da especificação mais adequada, de modo identificar o tipo predominante de autocorrelação presente na regressão, os testes de Multiplicador de Lagrange (LM) são os mais indicados pela literatura (Anselin, 2003 *apud* Vieira, 2009). Trate-se de teste assintótico, o qual analisa a defasagem espacial, com base apenas na hipótese nula, podendo ser verificado em versões tradicionais e robustas, permitindo ainda, detectar a defasagem espacial tanto na variável dependente quanto no termo de erro espacial (Anselin, 2001; Vieira, 2009).

Dessa forma, o teste LM para a presença da defasagem espacial na variável dependente é verificado por meio da seguinte expressão:

$$LM_{lag} = \frac{\left(\frac{e'Wy}{(e'e)/n} \right)^2}{\left\{ \frac{(WX\beta')'M(WX\beta')}{(e'e)/n} + tr(W'W + W^2) \right\}} \quad (13)$$

Em que, e é vetor de resíduos de mínimos quadrados; W é matriz de pesos espaciais; y refere-se ao vetor de observações na variável dependente; $(e'e)/n$ é a variância do modelo estimado via de máxima verossimilhança; X , a matriz das variáveis independentes; β é o vetor de parâmetros estimados por MQO; e' = transposta de e ; $M = I - X(X'X)^{-1}X'$; e tr , o traço da matriz M .

O teste LM para a presença da defasagem espacial no termo de erro é dado conforme segue:

$$LM_{err} = \frac{\left(\frac{e'We}{(e'e)/n} \right)^2}{tr(W'W + W^2)} \quad (14)$$

Onde, e é vetor de resíduos de mínimos quadrados; W é a matriz de pesos espaciais; $(e'e)/n$, a variância do modelo estimado via de máxima verossimilhança; e' = transposta de e ; $M = I - X(X'X)^{-1}X'$; e tr , o traço da matriz M .

Ambos os testes seguem a distribuição Qui-Quadrado com 1 grau de liberdade.

Nas versões robustas, os testes LM consideram o possível efeito da dependência espacial que não é captado pelos testes em suas versões tradicionais, ou seja, visam identificar a influência espacial na variável dependente para o teste de LM no erro e a influência da dependência espacial no erro no teste de LM para dependência espacial da variável dependente (Tysler, 2006; Vieira, 2009). As estatísticas LM para versões robustas, em relação às equações (13) e (14), são dadas, respectivamente:

$$LM_{Lag}^{rob} = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e)/n} - \frac{e'We}{(e'e)/n} \right]^2}{\frac{(WX\beta^*)'M(WX\beta^*)}{(e'e)/n} + tr} \quad (15)$$

$$LM_{err}^{rob} = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e)/n} - tr \left(\frac{(WX\beta^*)'M(WX\beta^*)}{(e'e)/n} + tr \right)^{-1} \frac{e'Wy}{(e'e)/n} \right]^2}{tr - tr^2 \left(\frac{(WX\beta^*)'M(WX\beta^*)}{(e'e)/n} + tr \right)^{-1}} \quad (16)$$

Assim, a estratégia de especificação para indicar o modelo econométrico mais apropriado, baseia-se nos seguintes procedimentos: (i) estima-se o modelo clássico de regressão linear (MCRL) pelo método de MQO; (ii) testa-se a presença de dependência espacial por meio das versões tradicionais (LM_{Lag} e LM_{err}); (iii) se ambos os testes forem não significantes, o modelo não apresenta autocorrelação espacial e, dessa forma, o MCRL é o mais apropriado; (iv) caso os dois testes sejam significantes, calculam-se as versões robustas desses testes LM_{Lag}^{rob} e LM_{err}^{rob} , e estima-se o modelo mais significativo; (v) caso apenas um dos testes seja significativo, o modelo mais adequado é que foi significativo (Almeida, 2012; Silva *et al.*, 2013; Vieira, 2009).

Destaca-se ainda, conforme ressalta Lesage e Pace (2009), as repercussões espaciais surgem como resultado de impactos que passam pelas regiões vizinhas e retornam para a própria região. Dessa forma os resultados dos modelos espaciais podem ser traduzidos por meios dos impactos estimados traduzidos em seus efeitos diretos, indiretos e totais. Assim, os autores estabeleceram as medidas sumárias que podem ser calculadas como a média dos impactos em todas as regiões, sendo: (i) o efeito direto médio - medida sumária que representa uma média

dos efeitos de uma região “i” sobre ela mesma; (ii) o efeito total médio - medida que captura o impacto médio de todas as regiões incorporadas na matriz de vizinhança sobre uma determinada região “i”, incluindo o seu próprio efeito; e (iii) o efeito médio indireto, o qual mensura a influência das observações vizinhas sobre a região “i”, sendo a diferença entre os efeitos total e o direto.

3.3.1 Especificação do Modelo

A estratégia empírica adotada neste trabalho tentará contornar problemas de endogeneidade oriunda de variável espacial relevante omitida. Assim, parte da seguinte especificação:

$$Y = X\beta + \rho WY + WX\tau + \varepsilon \quad (17)$$

A variável de interesse Y depende de uma matriz X de variáveis explicativas observadas para cada município do estado da Bahia. Além disso, o trabalho parte da hipótese de que a distribuição dos médicos nos municípios é derivada de um processo em que há dependência espacial, e esta distribuição dependerá de características observadas da vizinhança j , de cada município i . Esta dependência espacial pode ser capturada de duas maneiras: i) a variável dependente será função de si defasada espacialmente (representada por WY); ii) a variável dependente será função do conjunto de características explicativas observadas e também defasadas espacialmente (representadas por WX). Por fim, $\varepsilon \sim N(0,1)$, representa o termo de erro aleatório.

Para mensurar os efeitos dos determinantes da concentração espacial dos médicos no estado da Bahia, inicia-se com um modelo básico de regressão linear, não espacial, onde se assume que $\rho = 0$ e $\tau = 0$. Tal modelo servirá de base para estruturar, posteriormente, o modelo espacial a partir de teste estatístico, e da verificação posterior da acomodação da dependência espacial. Considerando que pode existir diferenciação no padrão de distribuição espacial de médicos especialistas e clínicos gerais, a estimação será baseada em 3 modelos diferentes: o primeiro, para médicos totais, o segundo para médicos especialistas e o terceiro para médicos clínicos gerais.

3.4 DO BANCO DE DADOS

Os dados referentes a matriz de regressores foram obtidos do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), disponibilizadas no Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (PNUD). As variáveis referentes aos indicadores de

oferta e infraestrutura de serviços de saúde, bem como dos profissionais médicos⁹ nos municípios foram obtidas no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) e no Ministério da Saúde (DATASUS). O indicador de escolas de medicina foi obtido por meio do banco de dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira do Ministério da Educação (INEP/MEC). Estes dois últimos conjuntos de dados foram coletados referentes ao ano de 2010 e 2022¹⁰. O Quadro 1 apresenta as variáveis.

⁹ Para efeito desse estudo, são considerados os médicos atuantes no setor público e no setor privado.

¹⁰ É importante destacar que, quando da elaboração desta pesquisa, os dados do Censo Demográfico de 2022 ainda não haviam sido disponibilizados, fato que impediu a utilização de uma base de dados mais recente e atualizada.

Quadro 1. Descrição das variáveis utilizadas nas análises estatísticas e no modelo econométrico.

Variável	Descrição	Literatura	Fonte e ano
clinico geral	Clínicos gerais: corresponde ao número de clínicos gerais, por mil habitantes, no município. No cálculo do indicador, para o ano de 2010 foi utilizado a população medida pelo Censo, e para o ano de 2022 foi utilizada a prévia da população dos municípios com base nos dados do Censo Demográfico 2022 coletados até 25/12/2022.	(Pinto, 2015; Scheffler(1972 <i>apud</i> Jud e Harrisson, 1975).	DataSus (Ministério da Saúde), 2010 e 2022. Censo 2010 e 2022.
médicos especialista	Médicos Especialistas: Corresponde ao número de médicos especialistas por mil habitantes, no município, tendo sido considerado para efeito da coleta de dados as especialidades de pediatria, psiquiatria, imunologista, angiologista, cardiologista, cirurgião, oftalmologista, infectologista, mastologista, dermatologista, etc. No cálculo do indicador, para o ano de 2010 foi utilizado a população medida pelo Censo, e para o ano de 2022 foi utilizada a prévia da população dos municípios com base nos dados do Censo Demográfico 2022 coletados até 25/12/2022.	(Pinto, 2015; Scheffler (1972) <i>apud</i> Jud e Harrisson, 1975).	DataSus (Ministério da Saúde), 2010 e 2022. Censo 2010 e 2022.
médicos totais	Médicos Totais: Corresponde ao conjunto de médicos especialistas e clínicos gerais. No cálculo do indicador, para o ano de 2010 foi utilizado a população medida pelo Censo, e para o ano de 2022 foi utilizada a prévia da população dos municípios com base nos dados do Censo Demográfico 2022 coletados até 25/12/2022.	(Benham <i>et al.</i> , 1968; Pinto, 2015; Scheffler (1972) <i>apud</i> Jud e Harrisson, 1975); Póvoa e Andrade, 2006).	DataSus (Ministério da Saúde), 2010 e 2022. Censo 2010 e 2022.
equipamentos_mil	Equipamentos mil: Corresponde ao total de equipamentos hospitalares por mil habitantes, no município. No cálculo do indicador, para o ano de 2010 foi utilizado a população medida pelo Censo, e para o ano de 2022 foi utilizada prévia da população dos municípios com base nos dados do Censo Demográfico 2022 coletados até 25/12/2022.	(Pinto, 2015).	DataSus (Ministério da Saúde), 2010 e 2022. Censo 2010 e 2022.
leitos_hospitalares_mil	Leitos hospitalares mil: Corresponde ao total de leitos hospitalares por mil habitantes, no município. No cálculo do indicador, para o ano de 2010 foi utilizado a população medida pelo Censo, e para o ano de 2022 foi utilizada prévia da população dos municípios com base nos dados do Censo Demográfico 2022 coletados até 25/12/2022.	(Benham <i>et al.</i> ,1968; Çalişkan, 2013; Foley, 1977; Pinto,2015; Scheffler (1972) <i>apud</i> Jud e Harrisson, (1975); Póvoa e Andrade, 2006).	DataSus (Ministério da Saúde), 2010 e 2022. Censo 2010 e 2022.

Continua

Continuação

demais_estabelecimentos_saude	Demais Estabelecimentos de Saúde: Corresponde as demais unidades provedoras de serviços de saúde disponíveis no município: Posto de Saúde, Policlínica, Centros de Unidades Básicas, Unidades de Pronto Atendimento, Centros de Imunização; Unidades de Saúde da Família, etc.	(Pinto, 2015).	DataSus (Ministério da Saúde), 2010 e 2022.
faculdades_medicina	Faculdades de medicina: Corresponde ao número de vagas ofertadas para o curso de medicina, no município. O total de vagas nas faculdades de medicina foi utilizada como <i>proxy</i> para disponibilidade de instalações para treinamento em escolas médicas.	(Benham <i>et al.</i> ,1968; Scheffler (1972) <i>apud</i> Jud e Harrison, (1975); Steele & Rimlinger, (1965) <i>apud</i> Jud e Harrison,1975);Pinto, 2015).	INEP/MEC 2010 e 2022.
taxa_envelhecimento	Taxa de Envelhecimento da População: Corresponde a taxa de envelhecimento da população do município. Essa variável visa capturar a necessidade de cuidados de saúde, a qual tendem ser maior em regiões em que apresentam populações mais envelhecidas.	(Pinto, 2015; Zhan e Zhang, 2019).	Censo 2010.
lpopulacao	População: Corresponde a população total do município. A variável visa capturar a demanda por serviços de saúde. Para eliminar as discrepâncias em relação aos valores das demais variáveis, foi utilizado o logaritmo dessa variável	(Benham <i>et al.</i> ,1968; Scheffler (1972) <i>apud</i> Jud e Harrison, (1975); Steele & Rimlinger, (1965) <i>apud</i> Jud e Harrison,1975); Pinto, 2015; Póvoa e Andrade, 2006).	Censo 2010.
lrenda_per_capita	Renda <i>per capita</i> : Corresponde à renda <i>per capita</i> do município. A variável visa capturar o efeito das diferenças de rendimento médio de cada município nas decisões de localização do médico e de sua concentração espacial. Para eliminar as discrepâncias em relação aos valores das demais variáveis, foi utilizado o logaritmo dessa variável	(Benham <i>et al.</i> ,1968; Scheffler (1972) <i>apud</i> Jud e Harrison, (1975); Steele & Rimlinger, (1965) <i>apud</i> Jud e Harrison,1975); Pinto, 2015).	Censo 2010.

Fonte: Elaboração própria.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A presente seção visa apresentar, inicialmente, com base em evidências estatísticas, os aspectos da distribuição espacial dos médicos no Brasil, entre suas regiões e municípios. Posteriormente, no estado da Bahia: nos seus municípios, micro e mesorregiões. A análise considera ainda alguns fatores que podem influenciar na concentração desses profissionais no espaço geográfico, tais como a disponibilidade dos serviços de saúde e presença das faculdades de medicina e hospitais universitários. Posteriormente, será realizada a análise das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo econométrico-espacial e na Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Por fim, serão apresentados os resultados do modelo econométrico-espacial.

4.1 ASPECTOS DA CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NO BRASIL, NO NORDESTE E NA BAHIA

4.1.1 Da análise da distribuição dos médicos no Brasil, no Nordeste e na Bahia

De acordo com os dados da Tabela 1, no ano de 2010, verifica-se que a região Sudeste apresenta a maior concentração dos médicos do Brasil, com percentual de 54,69%, ou seja, mais da metade dos profissionais de medicina do país. Ao observar as regiões Sul e Sudeste juntas, aproximadamente, 70% dos médicos estão concentrados nessas regiões. As regiões Norte e Centro-Oeste apresentam os menores indicadores de médicos, com apenas 4,3% e 7,61%, respectivamente. Na região Nordeste, estão presentes 18,07% do total dos médicos do país. Em 2022, embora tenha sido observado um incremento no número de médicos em todas as regiões, a distribuição percentual desses profissionais não apresentou mudanças, evidenciando o mesmo padrão de desigualdade observado em 2010 referente à concentração dos médicos no território brasileiro.

Tabela 1-Distribuição percentual dos médicos por região no Brasil, 2010 e 2022.

Região	2010		2022		Incremento (%) 2010-2022
	Nº Médicos	Médicos(%)	Nº Médicos	Médicos(%)	
Região Norte	12.706	4,30%	23.165	4,78%	82,32%
Região Nordeste	53.390	18,07%	91.048	18,79%	70,53%
Região Sudeste	161.607	54,69%	248.964	51,37%	54,06%
Região Sul	45.313	15,33%	80.468	16,60%	77,58%
Região Centro-Oeste	22.472	7,61%	40.995	8,46%	82,43%
Total	295.488	100%	484.640	100%	64,01%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS- CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

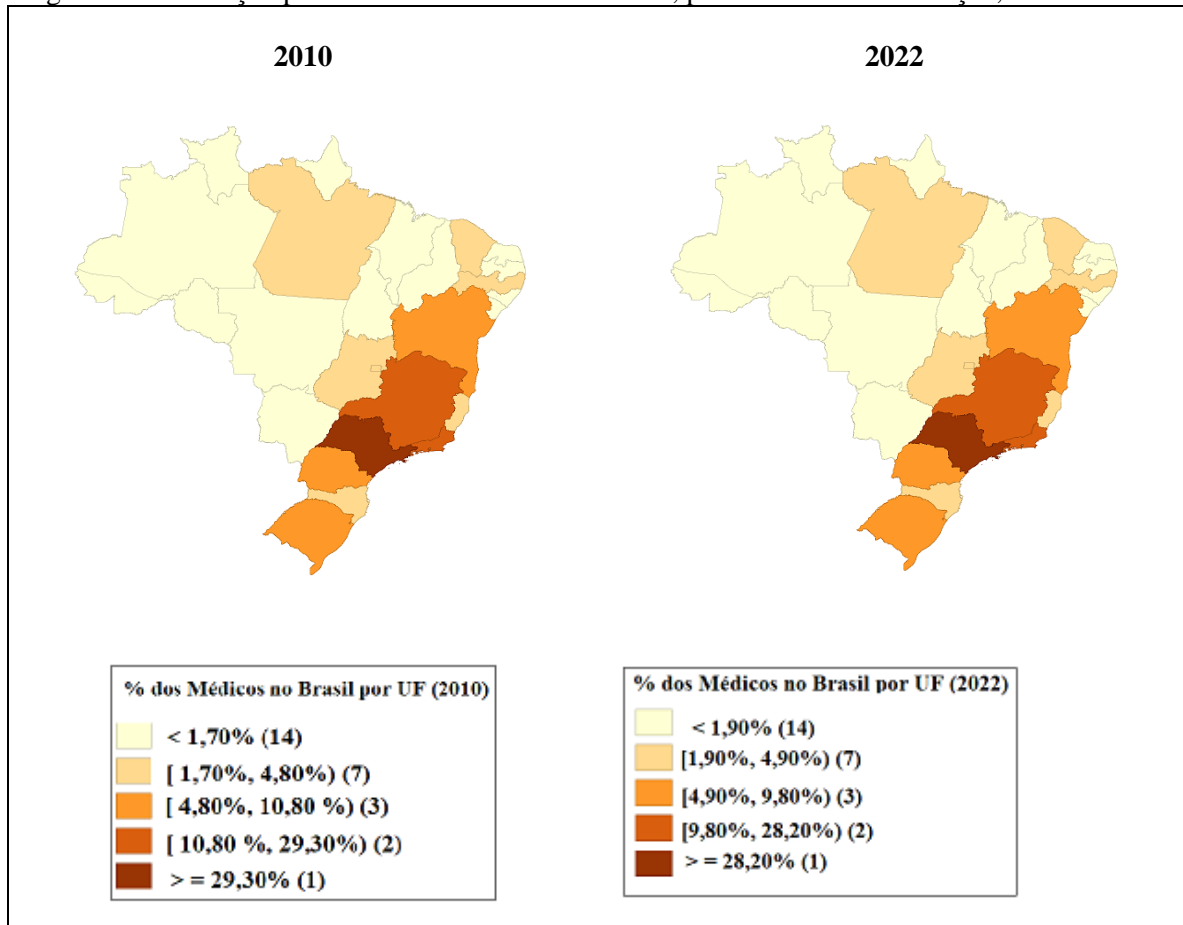
Sob a ótica das Unidades Federativas (Tabela 2), verifica-se que a concentração dos médicos também pode ser observada entre os estados. Por sua vez, por meio da Figura 1, é possível observar o panorama da distribuição espacial dos médicos no Brasil por Unidade da Federação, o qual possui um cenário similar nos dois anos analisados.

Tabela 2-Distribuição percentual dos médicos no Brasil, por Região e Unidade da Federação, 2010 e 2022.

Região e Unidade da Federação	2010	2022	Incremento (%) 2010-2022
	Médicos (%)	Médicos (%)	
Região Norte	4,30%	4,78%	82,32%
Rondônia	0,46%	0,66%	134,73%
Acre	0,25%	0,23%	53,78%
Amazonas	1,08%	1,05%	60,08%
Roraima	0,19%	0,19%	65,94%
Pará	1,66%	1,85%	83,29%
Amapá	0,20%	0,22%	76,03%
Tocantins	0,47%	0,58%	102,59%
Região Nordeste	18,07%	18,79%	70,53%
Maranhão	1,27%	1,44%	86,09%
Piauí	0,89%	1,00%	84,23%
Ceará	2,70%	2,95%	79,16%
Rio Grande do Norte	1,30%	1,35%	69,52%
Paraíba	1,47%	1,54%	72,58%
Pernambuco	3,63%	3,57%	61,28%
Alagoas	1,09%	1,13%	69,90%
Sergipe	0,88%	0,94%	74,99%
Bahia	4,83%	4,86%	65,02%
Região Sudeste	54,69%	51,37%	54,06%
Minas Gerais	10,84%	11,17%	69,15%
Espírito Santo	2,12%	2,19%	69,75%
Rio de Janeiro	12,44%	9,80%	29,12%
São Paulo	29,29%	28,21%	57,93%
Região Sul	15,33%	16,60%	77,58%
Paraná	5,32%	6,01%	85,13%
Santa Catarina	3,33%	4,06%	100,30%
Rio Grande do Sul	6,69%	6,54%	60,29%
Região Centro-Oeste	7,61%	8,46%	82,43%
Mato Grosso do Sul	1,16%	1,36%	92,72%
Mato Grosso	1,12%	1,40%	104,73%
Goiás	2,87%	3,13%	79,19%
Distrito Federal	2,45%	2,56%	71,14%
Total	100,00%	100,00%	64,01%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS- CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

Figura 1-Distribuição percentual dos médicos no Brasil, por Unidade da Federação, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

A Tabela2 mostra que São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul registraram a maior concentração desses profissionais em relação aos demais, nos dois períodos analisados. Essa maior concentração pode ser explicada pelo cenário econômico e social desses estados, que pode favorecer a retenção dos profissionais de medicina. É importante pontuar ainda, que entre os anos de 2010 e 2022, todos os estados apresentaram um aumento na participação percentual da distribuição dos médicos no país, com exceção dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Acre e Amazonas, os quais, em que pese ter sido registrado aumento do número desses profissionais em seus territórios, apresentaram suave redução na participação relativa do total dos médicos do Brasil. Nesse cenário, em relação aos estados de Pernambuco, Acre e Amazonas, tais reduções podem ser, em parte, explicadas pela literatura, a qual aponta que regiões menos desenvolvidas não contribuem para permanência e fixação desses profissionais (Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Fein, 1954; Jud; Harrison, 1975). No que tange aos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, as reduções podem ser atreladas à ideia de competição, uma vez que quantidades elevadas de

médicos em dada localidade, tendem a reduzir os rendimentos relativos dos médicos nessas regiões, conforme aponta Benham e outros (1968).

Em relação à região Nordeste (Tabela 3), observa-se, no ano de 2010, que a Bahia (26,71%), Pernambuco (20,11%) seguido do Ceará (14,95%) são os estados com maiores concentrações de médicos dessa região, enquanto que os estados de Piauí (4,93%) e Sergipe (4,89%) registraram as menores disponibilidades desses profissionais. Nota-se que, entre os anos de 2010 e 2022, houve um incremento relevante do número de médicos em todos estados do Nordeste, sem que houvesse, contudo, mudança no padrão da concentração dos médicos, persistindo a ideia de desigualdade da distribuição dos médicos ao longo do espaço geográfico.

Tabela 3- Distribuição percentual dos médicos na região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.

Região Nordeste	2010	2022	Incremento (%) 2010-2022
	Médicos (%)	Médicos (%)	
Maranhão	7,04%	7,69%	86,09%
Piauí	4,93%	5,33%	84,23%
Ceará	14,95%	15,70%	79,16%
Rio Grande do Norte	7,21%	7,17%	69,52%
Paraíba	8,12%	8,22%	72,58%
Pernambuco	20,11%	19,02%	61,28%
Alagoas	6,04%	6,02%	69,90%
Sergipe	4,89%	5,02%	74,99%
Bahia	26,71%	25,85%	65,02%
Total	100,00%	100,00%	70,53%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

Ao analisar o estado da Bahia, verifica-se que o cenário é bastante similar aos cenários nacional e regional. Das 32 microrregiões da Bahia, apenas a microrregião de Salvador concentra mais da metade dos médicos do estado, com índice de 52,50% em 2010 e 50,06% em 2022 (Tabela 4). Essa microrregião abrange os municípios de Madre de Deus, Vera Cruz, Dias d'Ávila, Simões Filho, São Francisco do Conde, Salvador, Camaçari, Itaparica, Lauro de Freitas e Candeias, destacando que desses municípios, aproximadamente, 50% dos médicos estão concentrados em Salvador, Camaçari e Lauro de Freitas, nos dois períodos analisados. As microrregiões de Feira de Santana e Ilhéus-Itabuna apresentaram indicadores melhores em relação às demais, entretanto muito aquém ao indicador registrado pela microrregião de Salvador. São regiões em que há presença de faculdades de medicina e condições socioeconômicas que favorecem a disponibilidade de médicos nessas localidades. É de se

destacar ainda que, assim como no cenário nacional e regional, em 2022 houve uma evolução dos números de médicos nas microrregiões baiana, com exceção da microrregião de Entre Rios¹¹ reflexo da queda do número de médicos dos municípios do Conde e de Entre Rios.

Tabela 4-Distribuição percentual dos médicos no estado da Bahia, por microrregiões, 2010 e 2022.

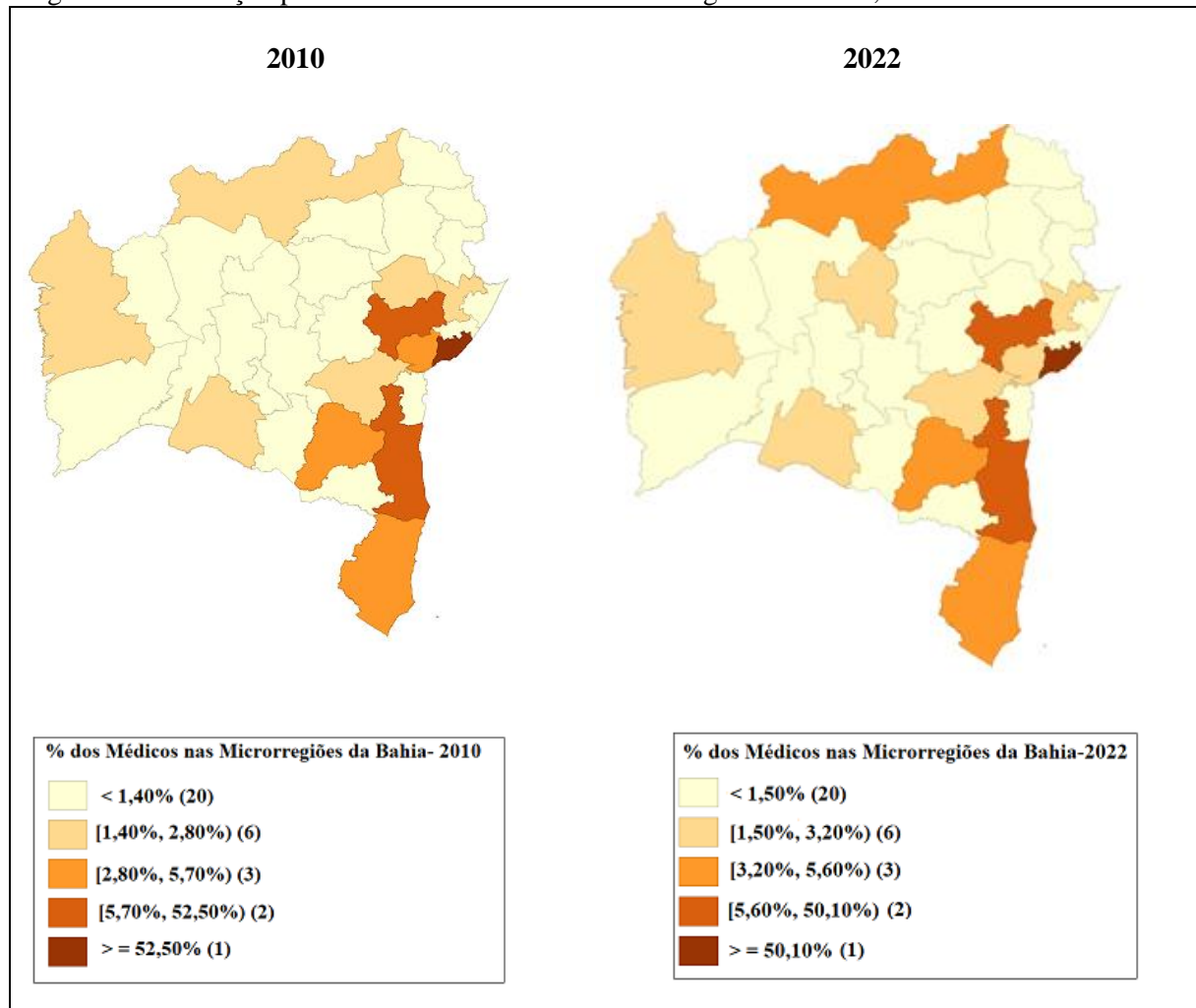
Microrregiões da Bahia	2010	2022	Incremento (%) 2010-2022
	Médicos (%)	Médicos (%)	
Barreiras	1,85%	2,22%	97,73%
Cotegipe	0,18%	0,27%	142,31%
Santa Maria da Vitoria	0,46%	0,49%	78,46%
Juazeiro	2,62%	3,23%	103,75%
Paulo Afonso	0,89%	0,89%	65,35%
Barra	0,42%	0,42%	65,00%
Bom Jesus da Lapa	0,41%	0,57%	128,81%
Senhor do Bonfim	0,79%	0,90%	89,29%
Irecê	1,17%	1,45%	104,79%
Jacobina	0,97%	0,99%	69,57%
Itaberaba	0,86%	0,69%	31,71%
Feira de Santana	6,37%	7,31%	89,22%
Jeremoabo	0,30%	0,21%	13,95%
Euclides da Cunha	0,67%	0,67%	66,32%
Ribeira do Pombal	0,76%	0,84%	80,73%
Serrinha	1,42%	1,29%	50,50%
Alagoinhas	1,84%	2,04%	82,82%
Entre Rios	0,63%	0,32%	-16,67%
Catu	1,18%	0,88%	23,81%
Santo Antônio de Jesus	2,78%	2,35%	39,90%
Salvador	52,50%	50,06%	57,33%
Boquira	0,47%	0,47%	65,67%
Seabra	0,79%	0,68%	40,71%
Jequié	2,21%	2,22%	66,03%
Livramento do Brumado	0,36%	0,38%	71,15%
Guanambi	1,63%	2,03%	104,72%
Brumado	1,02%	1,00%	61,64%
Vitoria da Conquista	3,32%	4,30%	113,29%
Itapetinga	0,66%	0,65%	63,83%
Valença	0,71%	0,62%	44,55%
Ilhéus-Itabuna	5,74%	5,56%	59,83%
Porto Seguro	4,00%	3,99%	64,45%
Total	(14.260)100%	(23.532)100%	65,02%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

¹¹ Fazem parte da Microrregião de Entre Rios os seguintes municípios: Conde; Esplanada; Cardeal da Silva; Jandaíra e Entre Rios.

Ainda em relação às microrregiões baianas, em 2022, a distribuição dos médicos permaneceu nos moldes similares ao observado no ano de 2010, com mudanças modestas, conforme pode ser verificado na Figura 2. As microrregiões de Juazeiro e Irecê apresentaram avanço no percentual de distribuição dos médicos em comparação aos dois períodos analisados, podendo ser observado, no mapa, cores mais intensas nessas microrregiões no ano de 2022. Já as microrregiões de Serrinha e Santo Antônio de Jesus registraram reduções em seus indicadores, tendo em vista a queda do número de médicos nos municípios de Retirolândia, Riachão de Jacuípe, Ichú, Capela do Alto Alegre, Dom Macedo Costa, Maragogipe e Castro Alves. Tratam-se de municípios com baixo número populacional ou renda *per capita* baixa, o que pode explicar, por um ou outro fator, a evasão dos médicos desses municípios.

Figura 2-Distribuição percentual dos médicos nas microrregiões da Bahia, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

Em análise agrupada por mesorregião, conforme pode ser observado na Tabela 5, a mesorregião Metropolitana de Salvador, a qual abrange as microrregiões de Salvador, Catu e Santo Antônio de Jesus, possui, em 2010, maior concentração dos profissionais de medicina do estado baiano, com índice de 56,46%. As mesorregiões Centro-Norte Baiano, Centro-Sul Baiano e Sul Baiano, possuem percentual de participação na distribuição dos médicos, em torno de 10%, cada, enquanto que as mesorregiões Extremo Oeste Baiano, Vale São-Franciscano da Bahia e Nordeste Baiano são as regiões que registraram maiores carências desses profissionais. Em 2022, não houve mudança no padrão de concentração dos médicos em relação ao observado no ano de 2010.

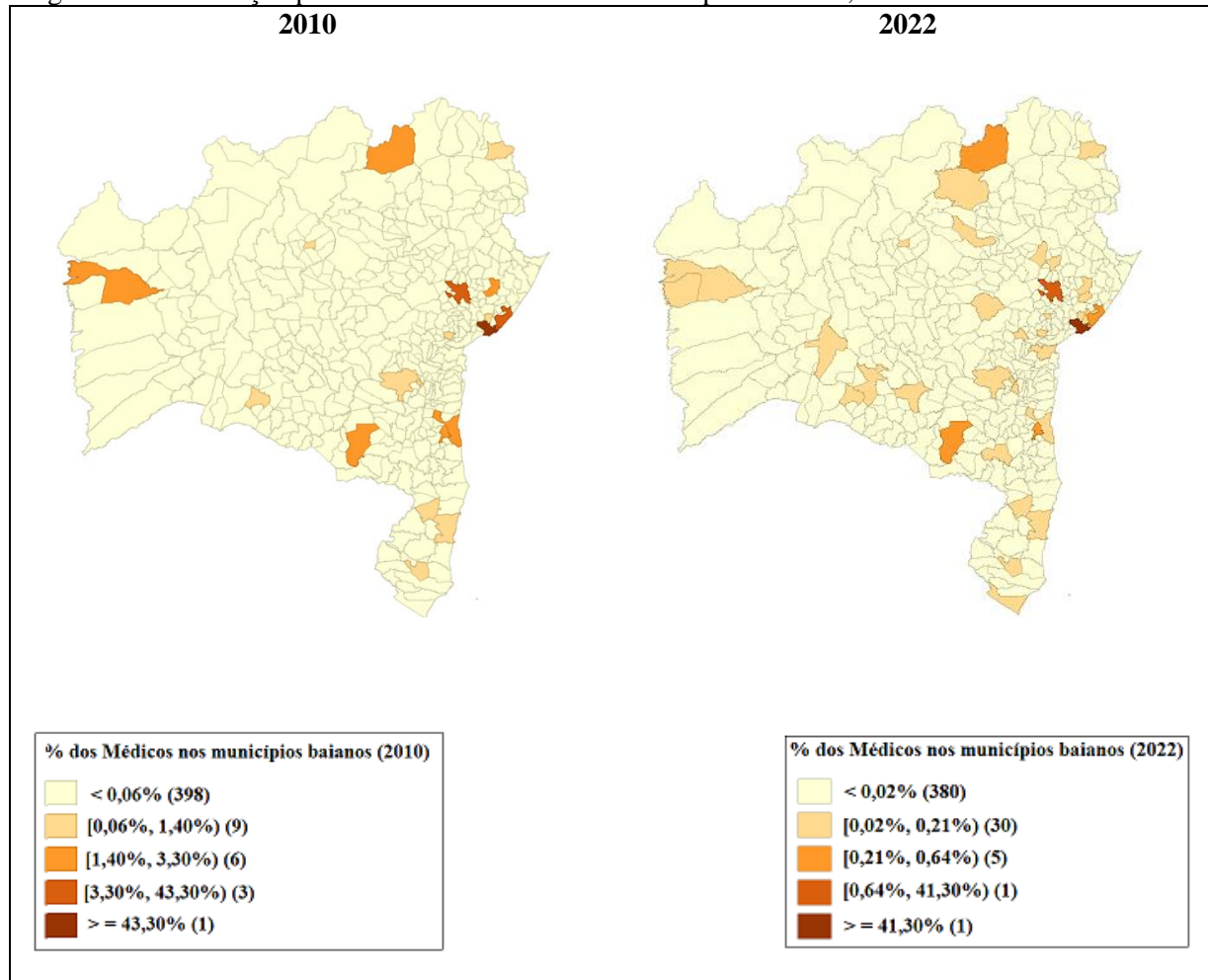
Tabela 5-Distribuição percentual dos médicos no estado da Bahia, por mesorregiões, 2010 e 2022.

Mesorregiões da Bahia	2010		2022		Variação (%)
	Nº Médicos	Médicos (%)	Nº Médicos	Médicos (%)	
Extremo Oeste Baiano	355	2,49%	701	2,98%	97,46%
Vale São-Franciscano Bahia	619	4,34%	1204	5,12%	94,51%
Centro-Norte Baiano	1449	10,16%	2670	11,35%	84,27%
Nordeste Baiano	801	5,62%	1262	5,36%	57,55%
Metropolitana de Salvador	8051	56,46%	12541	53,29%	55,77%
Centro-Sul Baiano	1494	10,48%	2760	11,73%	84,74%
Sul Baiano	1491	10,46%	2394	10,17%	60,56%
Total	14.260	100%	23.532	100%	65,02%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO2002).

Ao examinar como se dá a distribuição espacial dos médicos nos municípios do estado da Bahia, verifica-se que a sua maioria possui baixo percentual da presença desses profissionais ao longo do território, enquanto que a minoria registra alto índice de concentração. A Figura 3 demonstra, no ano de 2010, que dos 417 municípios, 398 possuem apenas cerca de 0,06% do total médicos do estado e somente o município de Salvador, concentra 43,30% desses profissionais. O cenário no ano de 2022, 12 anos depois, é semelhante, não apresentando alterações na configuração da distribuição espacial dos médicos, revelando a permanência da desigualdade em relação à oferta desses profissionais no estado.

Figura 3 - Distribuição percentual dos médicos nos municípios baianos, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

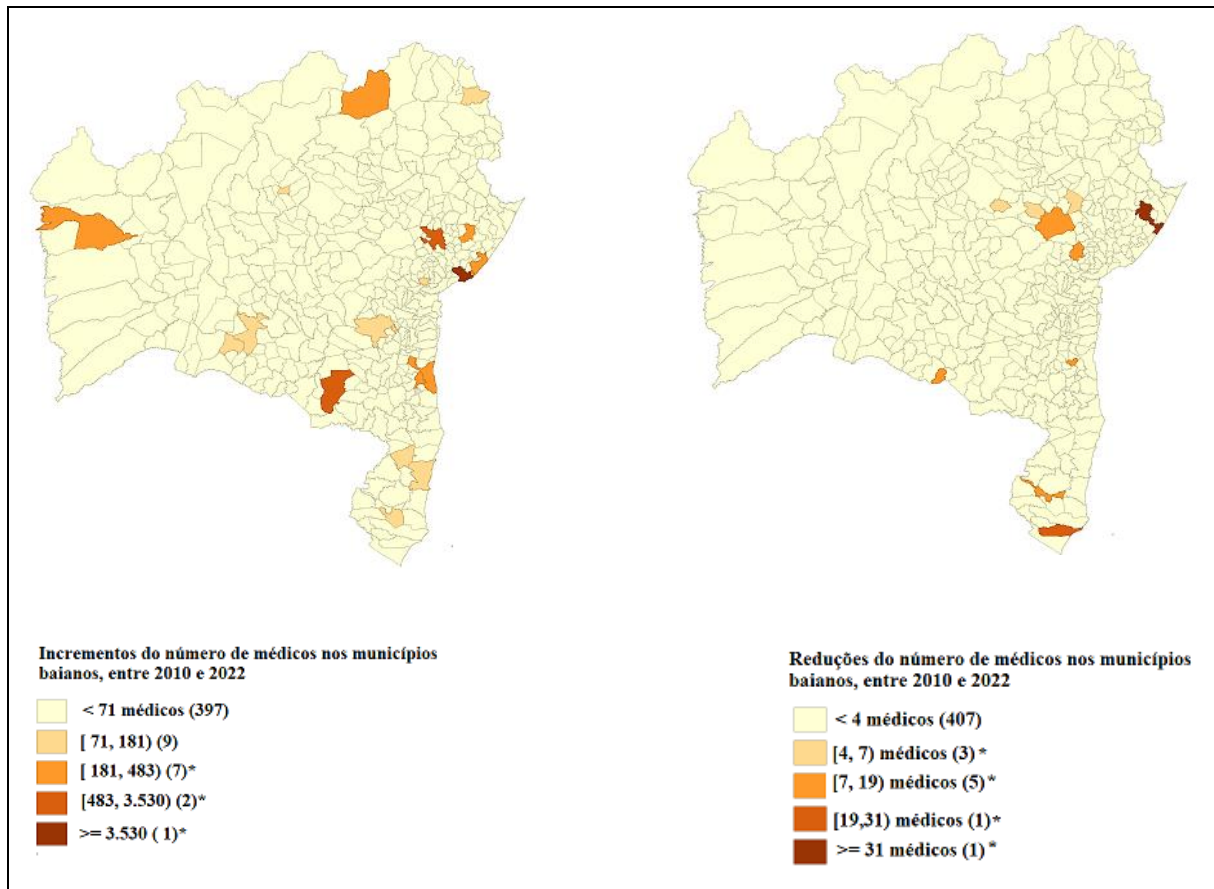
Nesse contexto, é possível observar ainda, conforme dados da Tabela 6, que em 2022, enquanto alguns municípios tiveram crescimento substancial no número de médicos, outros registraram redução do seu quantitativo. O município de Salvador apresentou aumento de 3.530 médicos, representando 57,10% em relação ao ano de 2010. Os municípios de Feira de Santana, Vitória da Conquista, Juazeiro, Ilhéus, mais que dobraram esses números em seus territórios. Alagoinhas e Barreiras apresentaram aumento desses profissionais de mais de 90%, com índices de 96,5% e 91,7%, respectivamente. Os municípios de Camaçari, Lauro de Freitas e Itabuna estão entre os 10 municípios com maiores incrementos desses números, os quais apresentaram 72,30%; 52,81% e 58,96%, respectivamente. A Figura 4 retrata a configuração espacial desses resultados. Em relação às reduções desses números, os municípios de Entre Rios e Nova Viçosa registraram maiores reduções do quantitativo de médicos, entretanto, verifica-se situação mais crítica nos municípios de Cordeiros, Vereda e Tapiramutá que apresentaram em 2022, apenas 2 ou 1 médicos nesses territórios, com reduções de aproximadamente, 80%, 88,89% e 75%, respectivamente.

Tabela 6-Os 10 Municípios baianos com maiores incrementos e as 10 maiores reduções do número de médicos, 2010 e 2022.

Maiores Incrementos				
Municípios	Médicos (2010)	Médicos (2022)	Variação (nº absoluto)	Variação (%)
Salvador	6.181	9.711	3.530	57,11%
Feira de Santana	706	1.501	795	112,61%
Vitória da Conquista	323	806	483	149,54%
Camaçari	473	815	342	72,30%
Juazeiro	297	609	312	105,05%
Lauro de Freitas	498	761	263	52,81%
Ilhéus	207	440	233	112,56%
Alagoinhas	200	393	193	96,50%
Barreiras	205	393	188	91,71%
Itabuna	307	488	181	58,96%
Maiores reduções				
Municípios	Médicos (2010)	Médicos (2022)	Variação (nº absoluto)	Variação (%)
Entre Rios	50	19	-31	-62,00%
Nova Viçosa	36	17	-19	-52,78%
Castro Alves	25	16	-9	-36,00%
Ipirá	31	23	-8	-25,81%
Cordeiros	10	2	-8	-80,00%
Vereda	9	1	-8	-88,89%
Barro preto	12	5	-7	-58,33%
Riachão do Jacuípe	20	14	-6	-30,00%
Tapiramutá	8	2	-6	-75,00%
Vera Cruz	23	19	-4	-17,39%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

Figura 4 - Localização espacial dos 10 municípios com maiores incrementos e 10 maiores reduções no número de médicos entre 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

Ainda é importante destacar que em uma análise comparativa da distribuição dos médicos por mil habitantes nos municípios do Brasil, do Nordeste e do estado da Bahia, por meio dos percentis, é possível obter uma visão mais ampla das desigualdades locais (Tabela 7). Assim, no ano de 2010, em relação a todos os municípios brasileiros, observa-se que o valor mediano da distribuição espacial desses profissionais foi de 0,5 médicos por mil habitantes, ou seja, metade dos municípios do Brasil, possuem menos de 0,5 médicos para cada mil habitantes em seus territórios. No que tange aos municípios da região Nordeste, o valor mediano foi de 0,40 médicos por mil habitantes revelando que 50% dos municípios dessa região registraram indicador inferior a esse. Destaca-se que em relação aos municípios baianos, o cenário não é diferente, podendo ser também verificado que metade dos municípios baianos possuem indicador menor que 0,39 médicos por mil habitantes em seus territórios. Ainda, dessa análise, verifica-se que em média, os municípios brasileiros possuem um indicador de médicos por mil habitantes de 0,69 em suas localidades, enquanto que ao considerar apenas os municípios da região nordeste, em média, esse indicador foi de 0,49. Em relação aos

municípios da Bahia, tal indicador foi de 0,63. No ano de 2022, o contexto não sofre alterações, fornecendo clara indicação que a desigualdade da distribuição espacial dos médicos pode ser observada nos âmbitos nacional, regional e local, nesse caso em especial, nos municípios do estado da Bahia.

Tabela 7-Percentis dos médicos por mil habitantes nos municípios do Brasil, da região Nordeste e do estado da Bahia, 2010 e 2022.

Percentil/ Média / Desvio Padrão	Municípios (2010)			Municípios (2022)		
	Brasil	Nordeste	Bahia	Brasil	Nordeste	Bahia
P ₁	0,06	0,01	0,01	0,14	0,12	0,04
P ₅	0,15	0,12	0,05	0,24	0,20	0,15
P ₁₀	0,21	0,17	0,12	0,31	0,26	0,23
P ₂₅	0,33	0,26	0,24	0,47	0,39	0,36
P ₅₀	0,51	0,40	0,39	0,76	0,58	0,54
P ₇₅	0,84	0,60	0,63	1,27	0,85	0,82
P ₉₀	1,35	0,89	0,99	2,10	1,32	1,42
P ₉₅	1,82	1,14	1,36	2,87	1,76	2,30
P ₉₉	2,95	1,86	3,05	4,81	3,11	3,75
Média	0,69	0,49	0,63	1,05	0,73	1,03
Desvio Padrão	0,59	0,36	2,37	1,03	0,65	5,63

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

4.1.2 Da análise da distribuição da oferta dos serviços de saúde no Brasil, no Nordeste e na Bahia

Conforme dados da Tabela 8, a oferta dos serviços de saúde no Brasil segue a mesma tendência da distribuição dos médicos, onde, em 2010, verifica-se que a maior concentração dos estabelecimentos de saúde encontra-se registrada na região Sudeste, com 44,88%. Conjuntamente, as regiões Sul e Sudeste concentram 65,92% da oferta desses serviços, estando as regiões Norte, Nordeste e Centro-oeste com a menor participação em relação a essa disponibilidade. As regiões Norte e Centro-oeste registraram os menores indicadores, com apenas 4,44% e 8,81%, respectivamente. Já a região Nordeste apresentou 20,82% do total dos estabelecimentos de saúde do país. É de se destacar, em que pese ter sido observado aumento substancial desses números no ano de 2022 em todas as regiões brasileiras, esse aumento não se deu de forma a equilibrar a distribuição dessa oferta durante esse período, permanecendo a desigualdade distributiva ao longo do território brasileiro, assim como verificado em relação aos profissionais de medicina.

Tabela 8 - Distribuição dos estabelecimentos de saúde, por região no Brasil, 2010 e 2022.

Região	2010		2022		Incremento (%) 2010-2022
	Total	Percentual	Total	Percentual	
Norte	9.947	4,44%	20.514	5,28%	106,23%
Nordeste	46.687	20,82%	76.309	19,65%	63,45%
Sudeste	100.624	44,88%	173.819	44,75%	72,74%
Sul	47.172	21,04%	86.023	22,15%	82,36%
Centro-Oeste	19.761	8,81%	31.733	8,17%	60,58%
Total	224.191	100,00%	388.398	100,00%	73,24%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS- CNES, 2010 e 2022.

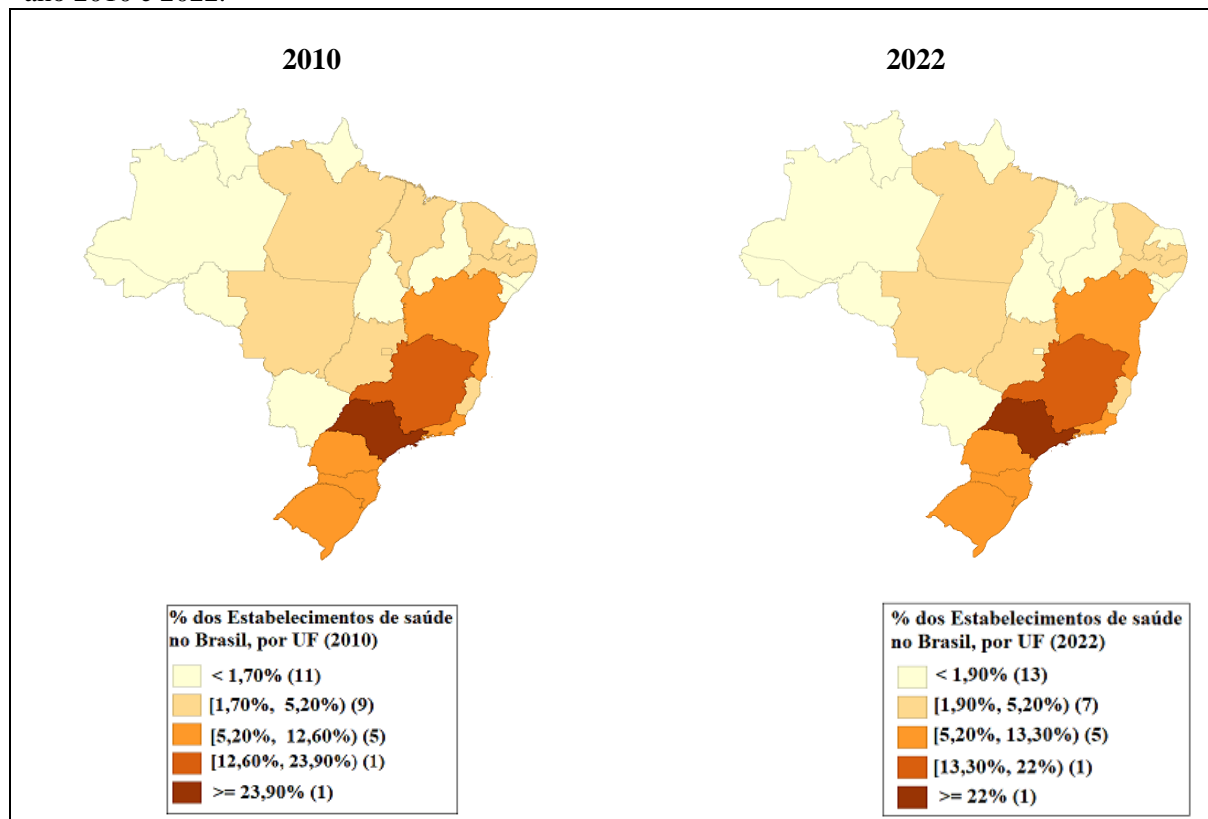
O mesmo pode ser verificado em relação a distribuição dos estabelecimentos de saúde nos estados brasileiros (Tabela 9). Em 2010, São Paulo, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e Rio de Janeiro, nessa ordem, são os estados que registraram maiores concentrações da oferta desses serviços. Os estados do Norte, tais como Roraima, Amapá, Acre, Tocantins, Rondônia e Amazonas são os mais precários, tendo sido observado indicadores menores que 1% em relação ao total dos estabelecimentos disponíveis no país. Nesse contexto, é importante pontuar que esse cenário replica o mesmo quadro da concentração dos médicos ao longo dos estados do Brasil, sendo reflexo da sua distribuição. Em 2022, observa-se incremento relativo em todas as Unidades Federativas, exceto no Distrito Federal, onde pôde ser verificado uma redução desses estabelecimentos em seu território, sendo constatado ainda que o padrão de distribuição se manteve inalterado em relação ao ano de 2010. A Figura 5 demonstra a evolução desses estabelecimentos ao longo dos estados brasileiros, nos dois anos analisados.

Tabela 9-Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no Brasil, por Região e Unidade da Federação, 2010 e 2022.

Região e Unidade da Federação	2010	2022	Incremento (%) 2010-2022
	Estabelecimentos (%)	Estabelecimentos (%)	
Região Norte	4,44%	5,28%	106,23%
Rondônia	0,61%	1,10%	210,17%
Acre	0,27%	0,33%	106,19%
Amazonas	0,71%	0,75%	82,64%
Roraima	0,16%	0,23%	148,60%
Pará	2,01%	2,00%	72,34%
Amapá	0,18%	0,22%	117,84%
Tocantins	0,50%	0,66%	130,65%
Região Nordeste	20,82%	19,65%	63,45%
Maranhão	1,73%	1,73%	72,92%
Piauí	1,20%	1,07%	54,61%
Ceará	3,60%	3,62%	74,08%
Rio Grande do Norte	1,45%	1,22%	45,50%
Paraíba	1,93%	1,93%	73,30%
Pernambuco	2,91%	2,76%	64,55%
Alagoas	1,08%	1,03%	64,50%
Sergipe	1,22%	1,08%	53,90%
Bahia	5,71%	5,22%	58,24%
Região Sudeste	44,88%	44,75%	72,74%
Minas Gerais	12,60%	13,32%	83,12%
Espírito Santo	2,21%	2,18%	70,62%
Rio de Janeiro	6,22%	7,27%	102,69%
São Paulo	23,86%	21,99%	59,65%
Região Sul	21,04%	22,15%	82,36%
Paraná	8,19%	7,81%	65,32%
Santa Catarina	5,21%	5,84%	94,09%
Rio Grande do Sul	7,64%	8,50%	92,62%
Região Centro-Oeste	8,81%	8,17%	60,58%
Mato Grosso do Sul	1,45%	1,48%	77,12%
Mato Grosso	1,82%	2,13%	103,24%
Goiás	2,88%	3,31%	99,46%
Distrito Federal	2,67%	1,24%	-19,31%
Total	100,00%	100,00%	73,24%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS- CNES, 2010 e 2022.

Figura 5 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no Brasil por Unidade da Federação, ano 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

A distribuição dos estabelecimentos de saúde na região Nordeste (Tabela 10) é similar ao quanto observado em relação à distribuição dos médicos nessa mesma região. A Bahia, Ceará e Pernambuco são os estados que mais concentram a disponibilidade desses serviços nos dois anos analisados, ao tempo que os estados do Piauí, Alagoas e Sergipe apresentaram os indicadores mais desiguais. Verifica-se, nesse período, que houve incremento relativo dos estabelecimentos de saúde em todos os estados dessa região, tendo sido observado, entretanto, a permanência da desigualdade em sua distribuição.

Tabela 10-Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde na região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.

Região Nordeste	2010	2022	Incremento (%) 2010-2022
	Estabelecimento (%)	Estabelecimento (%)	
Maranhão	8,33%	8,81%	72,92%
Piauí	5,77%	5,45%	54,61%
Ceará	17,28%	18,40%	74,08%
Rio Grande do Norte	6,96%	6,19%	45,50%
Paraíba	9,25%	9,81%	73,30%
Pernambuco	13,96%	14,05%	64,55%
Alagoas	5,20%	5,23%	64,50%
Sergipe	5,85%	5,50%	53,90%
Bahia	27,42%	26,55%	58,24%
Total	100,00%	100,00%	63,45%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS- CNES, 2010 e 2022.

Em relação ao estado Bahia, de acordo com a Tabela 11, verifica-se que a oferta desses serviços de saúde está concentrada na Microrregião de Salvador¹², a qual apresentou, em 2010, índice de 25,36% do total dos estabelecimentos de saúde do estado, destacando que somente o município de Salvador concentra 20,82%. As microrregiões de Feira de Santana (6,59%), Ilhéus-Itabuna (8,37%), Porto Seguro (6,51%) e Vitória da Conquista (4,61%) possuem melhores percentuais de participação na distribuição desses estabelecimentos quando comparados às demais microrregiões, entretanto, tratam-se de números relativamente baixos, uma vez que a concentração dessa oferta é registrada em apenas uma microrregião. No ano de 2022, observa-se um avanço do número de estabelecimentos em todas as microrregiões, porém verifica-se os mesmos moldes de distribuição apresentados em 2010, em relação à oferta desses serviços. Destaca-se que o cenário baiano é bastante similar aos cenários nacional e regional, tanto no que tange à distribuição dos estabelecimentos de saúde quanto referente à distribuição dos profissionais de medicina. Por meio da Figura 6, é possível observar o padrão de evolução dos estabelecimentos de saúde nas microrregiões baianas, nos anos de 2010 e 2022.

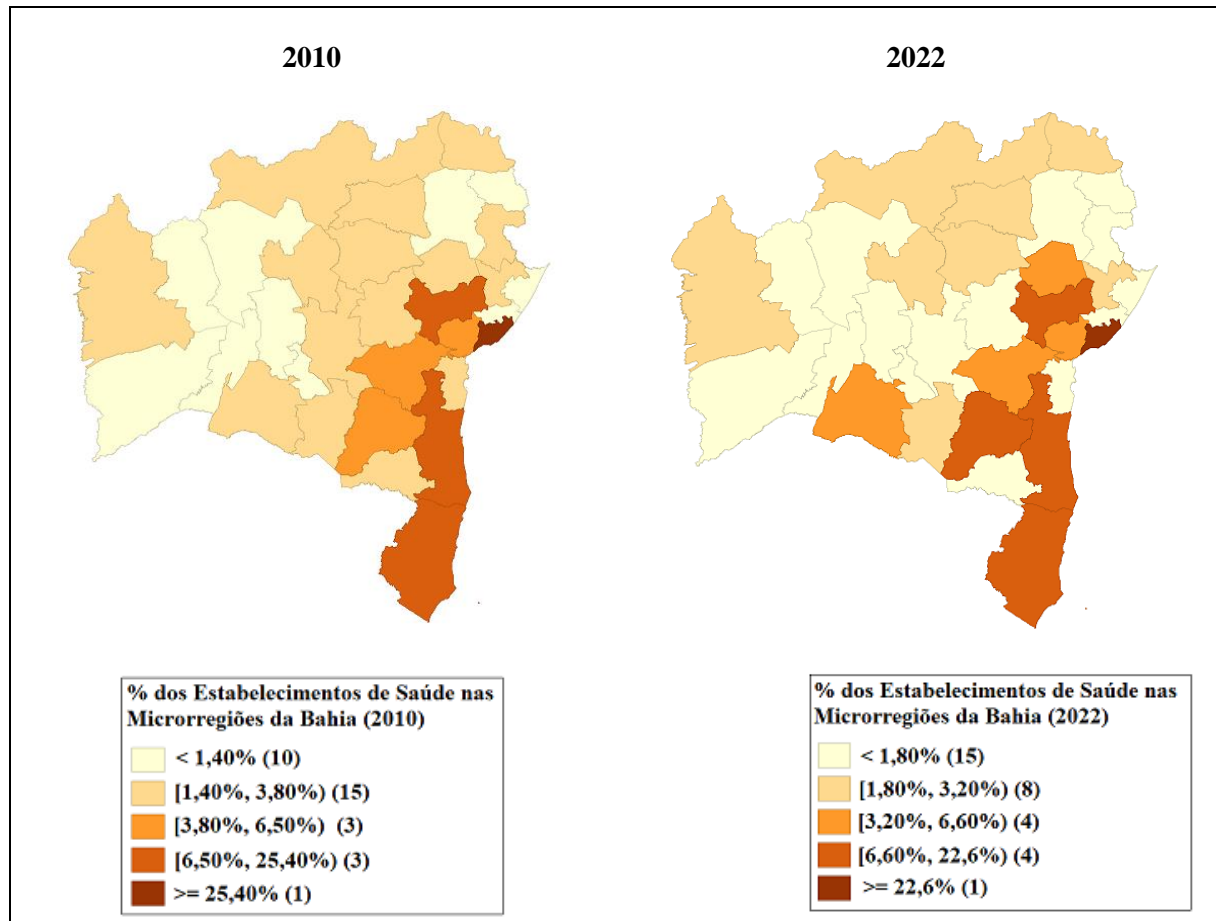
¹² A Microrregião de Salvador é composta pelos municípios de Madre de Deus (0,14%); Vera Cruz (0,20%); Dias d'Ávila (0,28%); Simões Filho (0,23%); São Francisco do Conde (0,16%); Salvador (20,82%); Camaçari (1,24%); Itaparica (0,12%); Lauro de Freitas (1,59%) e Candeias (0,56%). Entre parênteses encontra-se a participação do respectivo município no total dos estabelecimentos de saúde da Bahia, ano 2010.

Tabela 11 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no estado da Bahia, por microrregiões, 2010 e 2022.

Microrregiões da Bahia	2010	2022	Incremento (%) 2010-2022
	Estabelecimentos (%)	Estabelecimentos (%)	
Barreiras	2,31%	2,69%	84,12%
Cotegipe	0,45%	0,52%	85,96%
Santa Maria da Vitoria	1,08%	1,04%	52,90%
Juazeiro	2,16%	2,40%	75,45%
Paulo Afonso	2,27%	2,27%	58,62%
Barra	0,76%	1,01%	110,31%
Bom Jesus da Lapa	0,95%	1,10%	82,79%
Senhor do Bonfim	1,71%	2,10%	94,52%
Irecê	2,62%	2,31%	39,29%
Jacobina	2,35%	2,41%	62,46%
Itaberaba	1,75%	1,62%	46,43%
Feira de Santana	6,59%	6,59%	58,29%
Jeremoabo	0,59%	0,56%	50,67%
Euclides da Cunha	1,25%	1,39%	76,25%
Ribeira do Pombal	1,44%	1,67%	83,70%
Serrinha	2,94%	3,17%	70,29%
Alagoinhas	2,16%	2,21%	62,32%
Entre Rios	0,60%	0,57%	49,35%
Catu	1,40%	1,24%	40,78%
Santo Antônio de Jesus	3,87%	3,90%	59,60%
Salvador	25,36%	22,57%	40,85%
Boquira	1,41%	1,49%	67,78%
Seabra	1,91%	1,74%	44,26%
Jequié	3,84%	3,56%	46,54%
Livramento do Brumado	0,92%	1,09%	87,29%
Guanambi	2,85%	3,22%	78,90%
Brumado	1,88%	1,82%	53,11%
Vitoria da Conquista	4,61%	6,92%	137,63%
Itapetinga	1,60%	1,27%	25,85%
Valença	1,49%	1,44%	52,36%
Ilhéus-Itabuna	8,37%	7,43%	40,49%
Porto Seguro	6,51%	6,66%	61,75%
Total	100,00%	100,00%	58,24%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

Figura 6 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde nas microrregiões da Bahia, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

No que tange à análise por mesorregião (Tabela 12), verifica-se que a distribuição dos estabelecimentos de saúde encontra-se um pouco mais equilibrada em comparação à distribuição espacial dos médicos, ressaltando, contudo, que o padrão da concentração não se altera. Assim, no ano de 2010, a mesorregião de Salvador apresenta a maior concentração da disponibilidade desses serviços, com índice de 30,62%, seguido do Centro-Sul Baiano (19,02%), Sul Baiano (16,38%) e Centro-Norte Baiano (15,03%). As mesorregiões com indicadores mais precários puderam ser verificadas no Extremo Oeste Baiano (3,84%), Vale São-Franciscano da Bahia (6,14%) e Nordeste Baiano (8,98%). Em 2022, a estrutura de concentração dos estabelecimentos de saúde apresentada não se altera, quando em comparação à apresentada no ano de 2010, sendo observado um incremento percentual em todas as mesorregiões, no período.

Tabela 12 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde no estado da Bahia, por mesorregiões, 2010 e 2022.

Mesorregiões da Bahia	2010	2022	Incremento (%) 2010-2022
	Estabelecimentos (%)	Estabelecimentos (%)	
Extremo Oeste Baiano	3,84%	4,26%	75,56%
Vale São-Franciscano da Bahia	6,14%	6,78%	74,68%
Centro-Norte Baiano	15,03%	15,04%	58,37%
Nordeste Baiano	8,98%	9,57%	68,67%
Metropolitana de Salvador	30,62%	27,71%	43,21%
Centro-Sul Baiano	19,02%	21,12%	75,69%
Sul Baiano	16,38%	15,53%	50,02%
Total	100,00%	100,00%	58,24%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

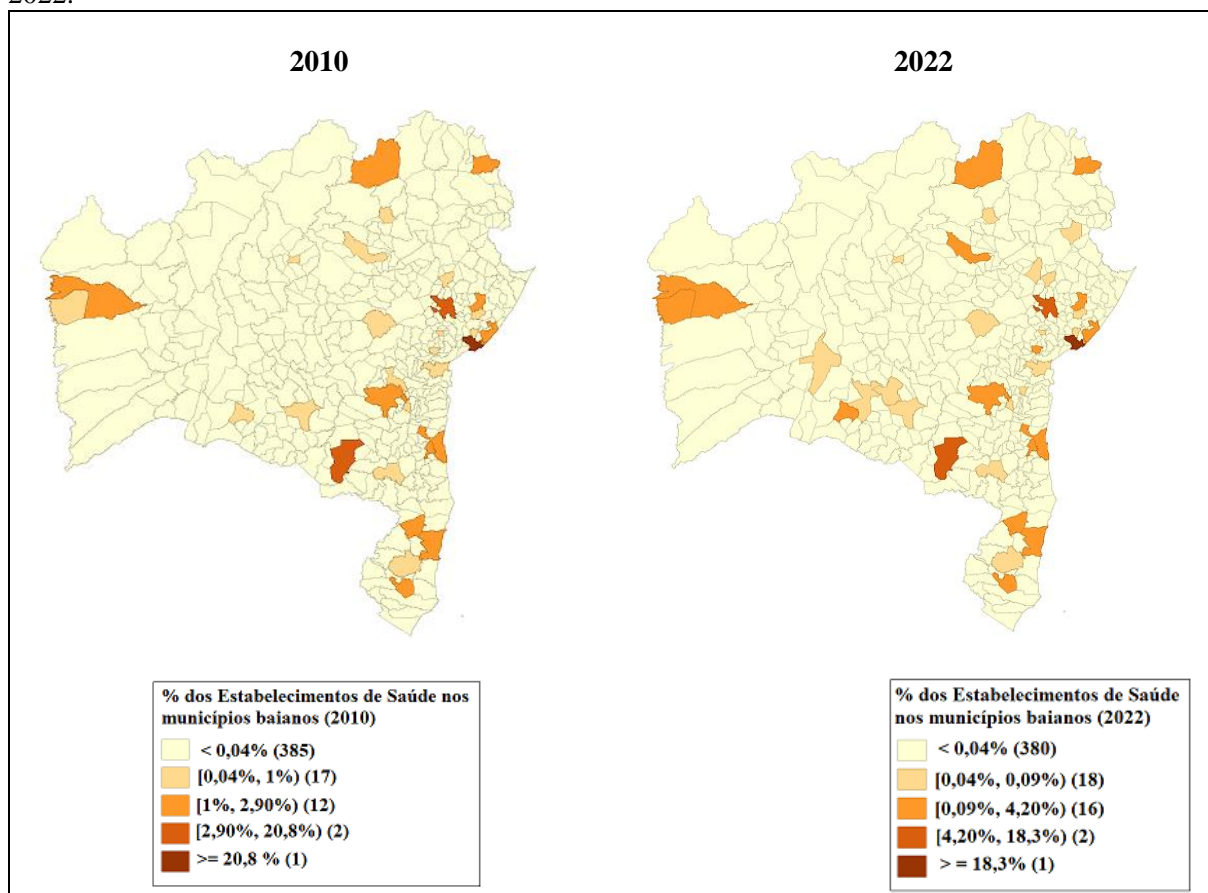
Ao analisar a distribuição geográfica dos estabelecimentos de saúde nos municípios do estado da Bahia, é possível notar sua similaridade com a distribuição espacial dos profissionais de medicina nessa localidade. Verifica-se que a sua maioria possui baixo percentual da oferta desses serviços ao longo do território, enquanto que apenas um município registra alto índice de concentração. Conforme Figura 7, no ano de 2010, dos 417 municípios, 385 possuem apenas cerca de 0,04% do total de estabelecimentos de saúde do estado e somente o município de Salvador, concentra 20,8% desse total. Em 2022, o cenário é bastante semelhante, não apresentando muitas alterações na estrutura dessa distribuição, revelando a permanência da desigualdade em relação à oferta desses serviços no estado.

No que tange aos 10 municípios baianos que apresentaram maiores incrementos no número de estabelecimentos de saúde, o contexto apresenta pequenas alterações em relação ao cenário apresentado quanto ao incremento do número de médicos. De acordo com os dados da Tabela 13, o município de Salvador apresentou maior aumento da quantidade de estabelecimentos no período, seguido de Vitória da Conquista e Feira de Santana, com 1.036, 737 e 340 unidades a mais em 2022, respectivamente. Ressalta-se que, ao passo que Vitória da Conquista (737) aparece em segunda posição em relação ao aumento do número de estabelecimento de saúde e Feira de Santana (340) em terceira, essas posições invertem-se quando da análise em relação ao incremento do número de médicos¹³, ou seja, Feira de Santana registrou 785 médicos a mais em 2022, enquanto Vitória da Conquista 483 nesse mesmo período. Destaca-se ainda, que da lista dos 10 municípios que apresentaram maiores incrementos do número de estabelecimentos de saúde, surgem os municípios de Teixeira de Freitas, Paulo Afonso, Luís

¹³ Ver Tabela 6.

Eduardo Magalhães e Porto Seguro, os quais não estavam na lista dos municípios com maiores aumentos do número de médicos. Em relação à redução desse quantitativo, apenas o município de Tapiramutá está nas duas listas, sendo um dos municípios que registrou apenas a presença de 2 médicos no ano de 2022.

Figura 7 - Distribuição percentual dos estabelecimentos de saúde nos municípios baianos, ano 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

Tabela 13 - Os 10 Municípios baianos com maiores incrementos e maiores reduções do número de estabelecimento de saúde, 2010 e 2022.

Maiores Incrementos				
Municípios	Estabelecimentos (2010)	Estabelecimentos (2022)	Variação absoluta	Variação percentual
Salvador	2665	3701	1.036	38,87%
Vitoria da Conquista	373	1110	737	197,59%
Feira de Santana	509	849	340	66,80%
Teixeira de Freitas	134	353	219	163,43%
Camaçari	159	322	163	102,52%
Paulo Afonso	226	370	144	63,72%
Itabuna	325	463	138	42,46%
Juazeiro	175	311	136	77,71%
Luís Eduardo Magalhaes	65	195	130	200,00%
Porto Seguro	162	288	126	77,78%
Maiores reduções				
Municípios	Estabelecimentos (2010)	Estabelecimentos (2022)	Variação absoluta	Variação percentual
Central	20	14	-6	-30,00%
Iguaí	26	21	-5	-19,23%
Itarantim	24	19	-5	-20,83%
Coronel Joao Sá	20	16	-4	-20,00%
Presidente Dutra	16	13	-3	-18,75%
Tapiramutá	15	12	-3	-20,00%
Ibipeba	20	18	-2	-10,00%
Ibitiara	15	13	-2	-13,33%
Maraú	17	15	-2	-11,76%
Santa Luzia	10	8	-2	-20,00%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

4.1.3 Da análise da distribuição das faculdades de medicina e dos hospitais universitários no Brasil, no Nordeste e na Bahia

Entre os anos de 2010 e 2022, o número de faculdades de medicina no Brasil, mais que dobrou, tendo sido observado que a região Sudeste concentra maior parte desse número (Tabela 14). Em 2010, as regiões Sul e Sudeste juntas concentraram cerca de 61,88% do total das faculdades de medicina do país, sendo reflexo do contexto socioeconômico característicos dessas regiões. As regiões Norte e Centro-oeste registraram os menores indicadores em relação a presença das escolas de medicina existente no Brasil, com 10,55% e 6,63%, respectivamente. Em relação a região Nordeste, o índice de participação foi de 20,99% do total. É de se destacar, que o cenário apresentado em relação a distribuição geográfica das faculdades de medicina no Brasil repete o mesmo formato apresentado acerca da distribuição espacial dos médicos, bem como em relação aos estabelecimentos de saúde.

Tabela 14 - Distribuição das faculdades de medicina, por região no Brasil, 2010 e 2022.

Regiões	2010		2022		Variação (%) 2010- 2022
	Faculdades Medicina	Faculdades Medicina (%)	Faculdades de Medicina	Faculdades Medicina (%)	
Região Norte	19	10,50%	43	11,03%	126,32%
Região Nordeste	38	20,99%	102	26,15%	168,42%
Região Sudeste	81	44,75%	151	38,72%	86,42%
Região Sul	31	17,13%	58	14,87%	87,10%
Região Centro-Oeste	12	6,63%	36	9,23%	200,00%
Total	181	100,00%	390	100,00%	115,47%

Fonte: Elaboração própria. Dados INEP, 2010 e 2022.

Verifica-se cenário similar, quando da análise acerca da distribuição do número de vagas do curso de medicina pelo Brasil (Tabela 15). Assim, as regiões Sul e Sudeste juntas, apresentaram maior concentração número de vagas de medicina ofertadas, com 65,34%, em 2010, enquanto as regiões Norte e Centro-oeste registraram os menores indicadores em relação à essa quantidade. Já, a região Nordeste apresentou 19,73% do total de vagas dos cursos de medicina ofertadas no país. Em 2022, observa-se um avanço substancial do número de vagas ofertadas, permanecendo o cenário de concentração desse quantitativo em regiões mais desenvolvidas, tais como as regiões Sul e Sudeste, enquanto que as regiões mais carentes apresentam menores indicadores desse total.

Tabela 15 - Distribuição das vagas do curso de medicina, por região no Brasil, 2010 e 2022.

Regiões	2010		2022		Variação (%) 2010- 2022
	Nº Vagas	Vagas(%)	Nº Vagas	Vagas(%)	
Região Norte	1.457	8,85%	5.164	8,80%	254,43%
Região Nordeste	3.249	19,73%	15.860	27,02%	388,15%
Região Sudeste	8.489	51,55%	24.869	42,36%	192,96%
Região Sul	2.271	13,79%	7.611	12,96%	235,14%
Região Centro-Oeste	1.002	6,08%	5.204	8,86%	419,36%
Total	16.468	100,00%	58.708	100,00%	256,50%

Fonte: Elaboração própria. Dados INEP, 2010 e 2022

Em relação à distribuição de hospitais universitários no Brasil, verifica-se um padrão de associação espacial bastante similar entre a distribuição de faculdades de medicina, dos médicos, bem como dos estabelecimentos de saúde. Os dados da Tabela 16 revelam que em 2010, cerca de 75,32% estão concentrados nas regiões Sul e Sudeste, podendo ser observado que as regiões Norte e Centro-oeste possuem os menores indicadores de concentração. Em 2022, a estrutura dessa distribuição mantém-se inalterada.

Tabela 16 - Distribuição de hospitais universitários, por região no Brasil, 2010 e 2022.

Regiões	2010		2022		Variação (%) 2010- 2022
	Nº de Hospitais	Hospitais (%)	Nº de Hospitais	Hospitais (%)	
Região Norte	5	3,25%	12	5,63%	140,0%
Região Nordeste	22	14,29%	34	15,96%	54,5%
Região Sudeste	77	50,00%	106	49,77%	37,7%
Região Sul	39	25,32%	46	21,60%	17,9%
Região Centro-Oeste	11	7,14%	15	7,04%	36,4%
Total	154	100,00%	213	100,00%	38,3%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

No âmbito estadual, no ano de 2010, conforme dados da Tabela 17, as faculdades de medicina encontram-se concentradas nos estados de São Paulo (16,57%), Minas Gerais (15,47%) e Rio de Janeiro (9,94%), estados caracterizados com condições socioeconômicas mais elevadas. Os menores índices de concentração foram observados nos estados do Acre, Roraima e Amapá, com 0,55%, cada estado, do total das escolas de medicina presentes no país. Em 2022, a concentração das escolas de medicina permanece nos estados de São Paulo (18,97%) e Minas Gerais (12,56%), mas ao invés do Rio de Janeiro (5,64%), surge o estado da Bahia (7,95%), como terceiro estado que mais concentra escolas de medicina do país. Ainda em relação a esse período, os estados que menos concentram escolas de medicina, continuaram sendo observados no Amapá (0,26%), Roraima (0,51%) e Acre (0,77%). Por meio da Figura 8, é possível verificar esse padrão de concentração das faculdades de medicina ao longo do território brasileiro.

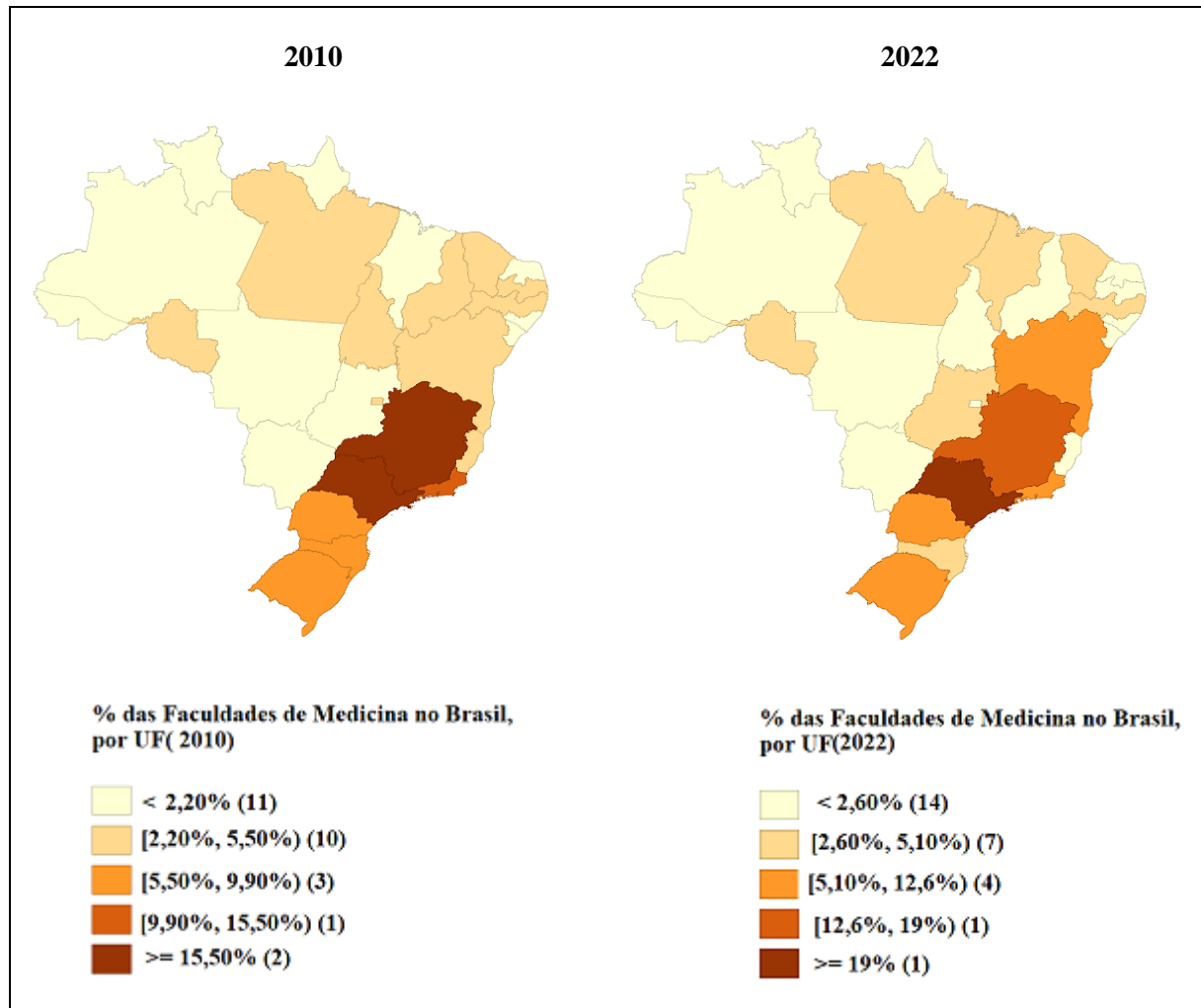
Ainda com base nos dados da Tabela 17, no que tange a presença de hospitais universitários nas Unidades Federativas, nota-se semelhança na sua distribuição, sendo os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais os que apresentaram maiores índices de concentração, considerando nos dois anos analisados. Nesse período, alguns estados da região Norte não registraram a presença de hospitais universitários, tendo sido verificado que os estados do Acre (0,47%), Tocantins (0,47%), Maranhão (0,47%), Alagoas (0,47%) e o Espírito Santo (0,47%) apresentaram menores quantitativo desse total. Tal cenário é caracterizado pela desigualdade em sua distribuição ao longo dos estados brasileiros.

Tabela 17 - Distribuição percentual das faculdades de medicina e hospitais universitários no Brasil, por Região e Unidade da Federação, 2010 e 2022.

Região e Unidade da Federação	2010		2022	
	Faculdades de Medicina (%)	Hospitais Universitários (%)	Faculdades de Medicina (%)	Hospitais Universitários (%)
Região Norte	10,50%	3,25%	11,03%	5,63%
Rondônia	2,21%	-	2,56%	-
Acre	0,55%	0,65%	0,77%	0,47%
Amazonas	1,66%	2,60%	1,79%	1,88%
Roraima	0,55%	-	0,51%	-
Pará	2,21%	-	3,08%	2,82%
Amapá	0,55%	-	0,26%	-
Tocantins	2,76%	-	2,05%	0,47%
Região Nordeste	20,99%	14,29%	26,15%	15,96%
Maranhão	1,66%	0,65%	3,08%	0,47%
Piauí	2,21%	1,30%	2,05%	1,41%
Ceará	3,87%	0,65%	3,08%	2,35%
Rio Grande do Norte	1,66%	2,60%	1,54%	1,88%
Paraíba	3,31%	1,30%	2,31%	1,41%
Pernambuco	2,21%	3,90%	3,85%	2,82%
Alagoas	1,10%	0,65%	1,28%	0,47%
Sergipe	1,10%	0,65%	1,03%	0,94%
Bahia	3,87%	2,60%	7,95%	4,23%
Região Sudeste	44,75%	50,00%	38,72%	49,77%
Minas Gerais	15,47%	10,39%	12,56%	11,74%
Espírito Santo	2,76%	0,65%	1,54%	0,47%
Rio de Janeiro	9,94%	11,04%	5,64%	11,27%
São Paulo	16,57%	27,92%	18,97%	26,29%
Região Sul	17,13%	25,32%	14,87%	21,60%
Paraná	5,52%	7,79%	5,38%	8,45%
Santa Catarina	5,52%	6,49%	4,36%	4,23%
Rio Grande do Sul	6,08%	11,04%	5,13%	8,92%
Região Centro-Oeste	6,63%	7,14%	9,23%	7,04%
Mato Grosso do Sul	1,66%	1,30%	1,54%	1,88%
Mato Grosso	1,10%	1,30%	2,05%	0,94%
Goiás	1,66%	1,30%	4,10%	1,41%
Distrito Federal	2,21%	3,25%	1,54%	2,82%
Total	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Fonte: Elaboração própria. Dados INEP; DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

Figura 8 - Distribuição percentual das faculdades de medicina no Brasil, por Unidade da Federação, ano 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados INEP 2010 e 2022.

Na perspectiva regional (Tabela 18), em 2010, observa-se a concentração das escolas de medicina entre os estados da Bahia (18,42%), Ceará (18,42%) e Paraíba (15,79%), sendo os estados de Alagoas (5,26%) e Sergipe (5,26%) os quais apresentaram menor índice de concentração. Piauí e Pernambuco registraram participações iguais a 10,53% e os estados de Maranhão e Rio Grande do Norte iguais a 7,89%. Em 2022, a distribuição apresentou-se de forma ainda mais concentrada, estando a Bahia com 30,39% do total das escolas de medicina presentes na região Nordeste. Pernambuco aparece em segundo lugar em relação à essa concentração, com 14,71% desse total, enquanto que Alagoas (4,90%) e Sergipe (3,92%) continuam sendo os estados que registraram menores percentuais. Nota-se ainda, que os estados da Paraíba, Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte reduziram sua participação do total de faculdades de medicina presente na região, passando a registrar 8,82%, 11,76%, 7,84% e 5,88%, respectivamente. Esse cenário é similar ao quanto apresentado em relação à distribuição geográfica dos médicos e dos estabelecimentos de saúde.

Tabela 18 - Distribuição percentual das faculdades de medicina, região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.

Região Nordeste	2010		2022		Variação (%) 2010-2022
	Total de Faculdades de Medicina	Faculdades de Medicina (%)	Total de Faculdades de Medicina	Faculdades de Medicina (%)	
Maranhão	3	7,89%	12	11,76%	300,00%
Piauí	4	10,53%	8	7,84%	100,00%
Ceará	7	18,42%	12	11,76%	71,43%
Rio Grande do Norte	3	7,89%	6	5,88%	100,00%
Paraíba	6	15,79%	9	8,82%	50,00%
Pernambuco	4	10,53%	15	14,71%	275,00%
Alagoas	2	5,26%	5	4,90%	150,00%
Sergipe	2	5,26%	4	3,92%	100,00%
Bahia	7	18,42%	31	30,39%	342,86%
Total	38	100,00%	102	100,00%	168,42%

Fonte: Elaboração própria. Dados INEP 2010 e 2022.

A distribuição dos hospitais universitários na região Nordeste apresenta o cenário um pouco divergente quanto ao apresentado em relação à presença das faculdades de medicina (Tabela 19). Assim, em 2010, a presença dessas unidades aparece concentrada nos estados Pernambuco (27,27%), Bahia (18,18%) e Rio Grande do Norte (18,18%), sendo os estados de Maranhão, Ceará, Alagoas e Sergipe os mais carentes em relação a existência dessas unidades em seus territórios, com 4,55% cada, do total. Em 2022, a Bahia registra a maior concentração de hospitais universitários em relação ao quantitativo existente nessa região, com participação de 26,47%, seguido dos estados de Pernambuco (17,65%) e Ceará (14,71%). Pontua-se que dos 4 hospitais apresentados na Bahia, em 2010, todos são registrados no município de Salvador, enquanto que em 2022, das 9 unidades, 7 foram registradas em Salvador e 1 nos municípios de Juazeiro e Pilão Arcado, cada.

Tabela 19 - Distribuição de hospitais universitários na região nordeste do Brasil, 2010 e 2022.

Região Nordeste	2010		2022		Variação (%) 2010- 2022
	Nº de Hospitais	Hospitais (%)	Nº de Hospitais	Hospitais (%)	
Maranhão	1	4,55%	1	2,94%	0,0%
Piauí	2	9,09%	3	8,82%	50,0%
Ceará	1	4,55%	5	14,71%	400,0%
Rio Grande do Norte	4	18,18%	4	11,76%	0,0%
Paraíba	2	9,09%	3	8,82%	50,0%
Pernambuco	6	27,27%	6	17,65%	0,0%
Alagoas	1	4,55%	1	2,94%	0,0%
Sergipe	1	4,55%	2	5,88%	100,0%
Bahia	4	18,18%	9	26,47%	125,0%
Total	22	100,00%	34	100,00%	54,5%

Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

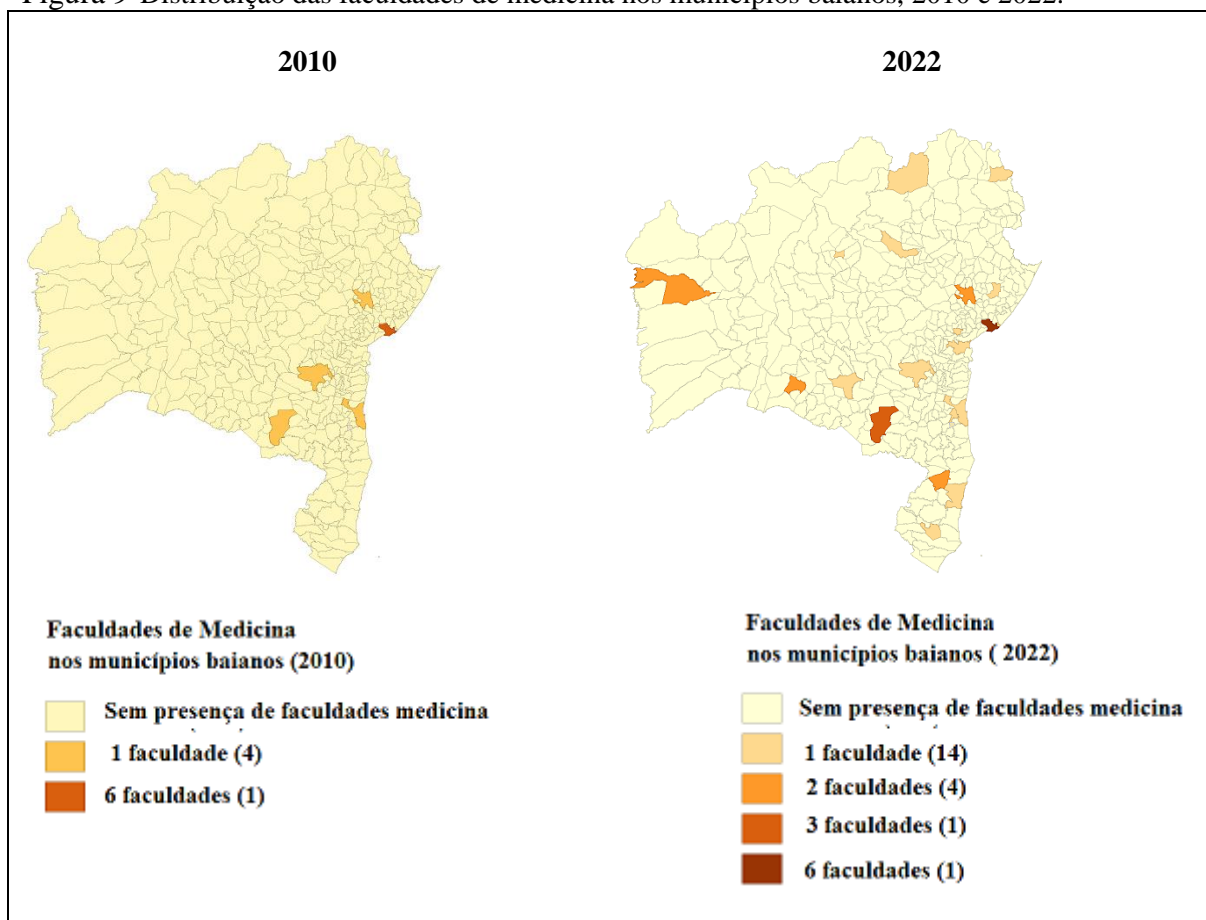
Em relação ao Estado da Bahia (Tabela 20), verifica-se, entre os anos de 2010 e 2022, um avanço do número de faculdades de medicina presente em seus municípios, passando de 7 para 31 instituições de ensino. Enquanto em 2010, apenas 5 municípios registraram a presença de escola de medicina em seus territórios, em 2022, esse número aumentou para 20, ou seja, além dos municípios de Feira de Santana, Ilhéus, Jequié, Salvador e Vitória da Conquista, em 2022, os municípios de Alagoinhas, Barreiras, Brumado, Eunápolis, Guanambi, Irecê, Itabuna, Jacobina, Juazeiro, Lauro de Freitas, Paulo Afonso, Porto Seguro, Santo Antônio de Jesus, Teixeira de Freitas e Valença passaram a possuir a presença dessas instituições. É importante ressaltar que, considerando a existência de 417 municípios no estado baiano, trata-se de um número relativamente baixo, uma vez que corresponde 7,43% desse total, ou seja, cerca de 92,57% dos municípios do estado Bahia não a possuem a presença dessas instituições. Das 31 faculdades de medicina registradas em 2022, 19,35% está concentrada no município de Salvador. Esse contexto revela a desigualdade da distribuição das escolas de medicina no estado baiano, bem como sua concentração, conforme pode ser notado na Figura 9.

Tabela 20 - Distribuição das faculdades de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022.

Municípios	2010		2022		Incremento
	Nº Faculdade de Medicina	Faculdade de Medicina (%)	Nº Faculdade de Medicina	Faculdade de Medicina (%)	
Alagoinhas	0	0,00%	1	3,23%	1
Barreiras	0	0,00%	2	6,45%	2
Brumado	0	0,00%	1	3,23%	1
Eunápolis	0	0,00%	2	6,45%	2
Feira de Santana	1	14,29%	2	6,45%	1
Guanambi	0	0,00%	2	6,45%	2
Ilhéus	1	14,29%	1	3,23%	0
Irecê	0	0,00%	1	3,23%	1
Itabuna	0	0,00%	1	3,23%	1
Jacobina	0	0,00%	1	3,23%	1
Jequié	1	14,29%	1	3,23%	0
Juazeiro	0	0,00%	1	3,23%	1
Lauro de Freitas	0	0,00%	1	3,23%	1
Paulo Afonso	0	0,00%	1	3,23%	1
Porto Seguro	0	0,00%	1	3,23%	1
Salvador	3	42,86%	6	19,35%	3
Santo Antônio Jesus	0	0,00%	1	3,23%	1
Teixeira de Freitas	0	0,00%	1	3,23%	1
Valença	0	0,00%	1	3,23%	1
Vitória da Conquista	1	14,29%	3	9,68%	2
Total	7	100,00%	31	100,00%	24

Fonte: Elaboração própria. Dados INEP, 2010 e 2022.

Figura 9-Distribuição das faculdades de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados INEP, 2010 e 2022.

Em relação à quantidade de vagas, a Bahia passou a ofertar, em 2022, 5.120 vagas relativas ao curso de medicina distribuídas entre seus municípios, conforme dados da Tabela 21. Esse número representa um acréscimo de 773,7% em relação ao ano de 2010.

Tabela 21-Distribuição das vagas do curso de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022.

Municípios	2010	2022	Variação (%) 2010-2022
	Nº de Vagas	Nº de Vagas	
Alagoinhas	-	390	-
Barreiras	-	191	-
Brumado	-	102	-
Eunápolis	-	222	-
Feira de Santana	30	252	740,0%
Guanambi	-	185	-
Ilhéus	40	40	0,0%
Irecê	-	68	-
Itabuna	-	201	-
Jacobina	-	139	-
Jequié	23	30	30,4%
Juazeiro	-	830	-
Lauro de Freitas	-	391	-
Paulo Afonso	-	45	-
Porto Seguro	-	50	-
Salvador	460	1.616	251,3%
Santo Antônio de Jesus	-	79	-
Teixeira de Freitas	-	49	-
Valença	-	50	-
Vitória da Conquista	33	190	475,8%
Total	586	5.120	773,7%

Fonte: Elaboração própria. Dados INEP, 2010 e 2022.

4.2 DA ANÁLISE DAS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO ECONOMETRICO-ESPACIAL

Com base na Tabela 22, observa-se que os municípios baianos, em 2010, possuíam em média, 0,48 médicos por mil habitantes, sendo a média dos médicos especialistas superior à dos médicos clínicos gerais. Foi possível verificar a existência de 43 municípios sem presença de médicos clínicos gerais e 53 municípios sem a presença de médicos especialistas, sendo que desses municípios, Almadina, Antônio Gonçalves, Catolândia, Firmino Alves, Ibiquera, Iuiu, Lafaiete Coutinho, Maiquinique, Moquém de São Francisco, Novo Triunfo, São José da Vitória, Tabocas de Brejo Velho e Varzedo não apresentaram registro de clínicos, tampouco de especialistas. Esses resultados contrastam-se quando comparados aos municípios com maiores indicadores de médicos por mil habitantes, como observado em Lauro de Freitas (3,05); Salvador (2,31); Camaçari (1,95); Barro Preto (1,86); Madre de Deus (1,78) e Candeias (1,51). Os municípios Lauro de Freitas (2,29), Salvador (1,83); Camaçari (1,32) e

Madre de Deus (1,32) possuem também os maiores indicadores em relação à médicos especialistas. No que tange aos indicadores relativos aos médicos clínicos, observa-se concentração nos municípios de Aiquara (1,09); Barro Preto (1,09), Ichu (0,95), Entre Rios (0,92) e Lauro de Freitas (0,75).

Em relação às variáveis “equipamentos por mil habitantes, leitos hospitalares e demais estabelecimentos de saúde”, observa-se que os municípios possuem em média (1,99); (1,76) e (29,41), respectivamente. Nesse cenário, verifica-se municípios com ausência de leitos hospitalares contrapondo-se com municípios com alto indicadores dessa variável, tendo sido verificado 74 municípios sem presença de leitos hospitalares. Destaca-se que, em 2010, apenas os municípios de Feira de Santana (1), Jequié (1), Ilhéus (1), Salvador (3), e Vitória da Conquista (1) contemplam a presença de faculdade de medicina em seus municípios.

Conforme já ressaltado em capítulo anterior, a densidade populacional deve ser considerada quando da análise da oferta dos serviços médicos, uma vez que a população é vista como medida direta do tamanho de mercado, representando um indicador de demanda por cuidados de saúde. Assim, da análise dos dados, a população dos municípios baianos varia entre 2.612 (Catolândia) a 2.675.656 (Salvador), no ano de 2010.

As variáveis renda *per capita*, taxa de envelhecimento capturam os indicadores socioeconômicos dos municípios. A ideia é de que haja maiores concentrações de médicos em regiões com melhores indicadores de renda. Verifica-se que os municípios baianos, no período de análise, possuem uma renda média *per capita* de R\$ 298,57, variando de R\$ 135,49 (Sítio do Mato) a R\$ 1.031,78 (Lauro de Freitas).

Tabela 22 - Estatísticas descritivas das variáveis consideradas no modelo econométrico (2010).

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Coef. de Variação (%)
Médicos Totais	0,00	3,05	0,48	0,37	77,31
Médicos Clínicos Gerais	0,00	1,09	0,22	0,17	77,55
Médicos Especialistas	0,00	2,29	0,26	0,27	103,04
Equipamentos	0,10	9,17	1,99	1,56	78,07
Leitos Hospitalares	0,00	6,70	1,76	1,36	77,20
Demais Estab. de Saúde	1,00	2.605,00	29,41	133,75	454,71
Faculdades de medicina	0,00	3,00	0,02	0,18	1.048,31
População do município	2.612,00	2.675.656,00	33.613,68	136.041,91	404,72
Renda <i>per capita</i>	135,49	1.031,78	298,57	101,93	34,14
Taxa de Envelhecimento	1,50	14,61	8,36	1,81	21,62

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa. Total de observações: 417.

Em uma análise agrupada por tamanho da população, conforme dados da Tabela 23, é possível verificar que 52,3% da população do Estado da Bahia está concentrada em apenas 43 municípios, faixa que apresenta o maior percentual relativo de médicos (20,5) e médicos especialista (25,3) por mil habitantes. Ainda de acordo com esses dados, 179 dos municípios baianos possuem menos de 15 mil habitantes. Nesse contexto, é importante destacar que a faixa da população entre 10 a 15 mil habitantes apresentaram resultados próximos da faixa populacional acima de 50 mil habitantes, tendo em vista abarcarem grande número de municípios (110), contribuindo para um percentual um pouco mais elevado. Dessa forma, ainda que de forma modesta, os dados apontam para possível existência de economias de escala, refletindo na concentração espacial dos médicos.

Tabela 23-Análise do percentual dos médicos agrupada por tamanho da população na Bahia (2010).

Tamanho da População	Número de Municípios	População (%)	Médicos	Médicos Especialista	Clínicos Gerais
Menos de 10 mil	69	3,6	15,2%	12,5%	18,7%
10 a 15 mil	110	9,7	20,0%	17,2%	23,4%
15 a 20 mil	69	8,4	14,1%	12,6%	15,5%
20 a 25 mil	52	8,4	11,2%	12,1%	10,52%
25 a 30 mil	26	5,0	5,7%	5,2%	6,0%
30 a 50 mil	48	12,6	13,3%	15,2%	11,5%
Acima de 50 mil	43	52,3	20,5%	25,3%	14,4%
Total	417	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 24 apresenta os 20 municípios com menores números de médicos por mil habitantes. Observando os dados, verifica-se que os municípios com menores números de médicos por mil habitantes são aqueles de menor porte populacional e com menor renda *per capita*, estando em consonância com a literatura de que os médicos tendem a se concentrar em municípios com maiores densidades populacionais e regiões com elevada renda *per capita*. Cumpre ainda destacar que, dessa lista, o maior indicador médico por mil habitante foi de 0,1, abaixo da média nacional que é de 2,56¹⁴ por mil habitantes.

¹⁴(Scheffer *et al.*, 2023).

Tabela 24 - Ranqueamento dos 20 municípios com menores número de médicos por mil habitantes na Bahia (2010).

Municípios	Médicos por 1.000 habitantes	População do município	Renda <i>per capita</i>
Ubatã	0,04	25.004	306,52
Oliveira dos Brejinhos	0,05	21.831	220,72
Ibipitanga	0,07	14.171	249,32
Jitaúna	0,07	14.115	266,56
Santa Luzia	0,07	13.344	267,88
Cristópolis	0,08	13.280	239,23
Várzea Nova	0,08	13.073	234,88
Mansidão	0,08	12.592	182,65
Sítio do Quinto	0,08	12.592	247,62
Wanderley	0,08	12.485	275,76
Sento Se	0,08	37.425	222,84
Olindina	0,08	24.943	222,62
Maracas	0,08	24.613	290,11
Saubara	0,09	11.201	265,17
Riachão das Neves	0,09	21.937	212,09
Pilão Arcado	0,09	32.860	195,98
Mirante	0,10	10.507	208,18
São Jose do Jacuípe	0,10	10.180	253,57
Aramari	0,10	10.036	274,61
Pirai do Norte	0,10	9.799	238,62

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados observados na Tabela 25 demonstram os 20 municípios com maiores números de médicos por mil habitantes, revelando o inverso do quanto verificado na Tabela 24, ou seja, municípios com maiores números de médicos por mil habitantes possuindo maior porte populacional e renda *per capita* mais elevada corroborando o que prediz a literatura acerca da concentração espacial dos médicos.

Tabela 25 - Ranqueamento dos 20 municípios com maiores números de médicos por mil habitantes na Bahia (2010).

Municípios	Médicos por 1.000 habitantes	População do município	Renda <i>per capita</i>
Lauro de Freitas	3,047	163.449,00	1.031,78
Salvador	2,310	2.675.656,00	973,00
Camaçari	1,947	242.970,00	553,18
Barro Preto	1,860	6.453,00	287,60
Madre de Deus	1,784	17.376,00	517,74
Candeias	1,515	83.158,00	462,57
Juazeiro	1,500	197.965,00	476,58
Itabuna	1,500	204.667,00	605,12
Barreiras	1,492	137.427,00	602,82
São Felix	1,419	14.098,00	299,65
Alagoinhas	1,409	141.949,00	553,17
Guanambi	1,383	78.833,00	496,05
Mucuri	1,360	36.026,00	546,41
Vereda	1,324	6.800,00	274,76
Aracatu	1,310	13.743,00	316,60
Aiquara	1,304	4.602,00	283,24
Dom Macedo Costa	1,291	3.874,00	329,93
Santo Antônio de Jesus	1,275	90.985,00	540,38
Feira de Santana	1,268	556.642,00	662,24
Eunápolis	1,268	100.196,00	575,44

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

4.3 DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

4.3.1 Da matriz de pesos espaciais (W)

Para a definição da matriz de pesos espaciais (W), foram testadas as matrizes tipo *queen*, *rook*, *k-nearest neighbour* e distância inversa, conforme modelo proposto por Baumont (2004 *apud* Almeida, 2012)¹⁵.

Das evidências estatísticas exibidas na Tabela 26, é possível rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial em nível de significância de 0,001%. Os resultados demonstraram que as matrizes do tipo *queen* e *rook* apresentaram melhores coeficientes do I de Moran, quando comparados aos coeficientes relativos às matrizes do tipo *k-nearest neighbour* e distância inversa. Destaca-se, entretanto, que tais resultados foram muito semelhantes em relação aos seus coeficientes e significância estatísticas, escolhendo-se diante disso, o critério de contiguidade *queen* para definição da matriz de pesos espaciais que será utilizada em toda a

¹⁵ Ver seção 3 – Metodologia.

análise ao longo desta pesquisa, uma vez que seu I de Moran, foi o de maior coeficiente e também pelo fato ser o mais recomendado na prática pela literatura (Anselin, 2014).

Tabela 26 - Coeficientes I de Moran para resíduos do MQO.

Convenção da matriz	I	$E[I]$
<i>queen</i>	0,036	-0,0024
<i>rook</i>	0,035	-0,0024
<i>k-nearest neighbour</i>	0,021	-0,0024
Distância Inversa	0,015	-0,0024

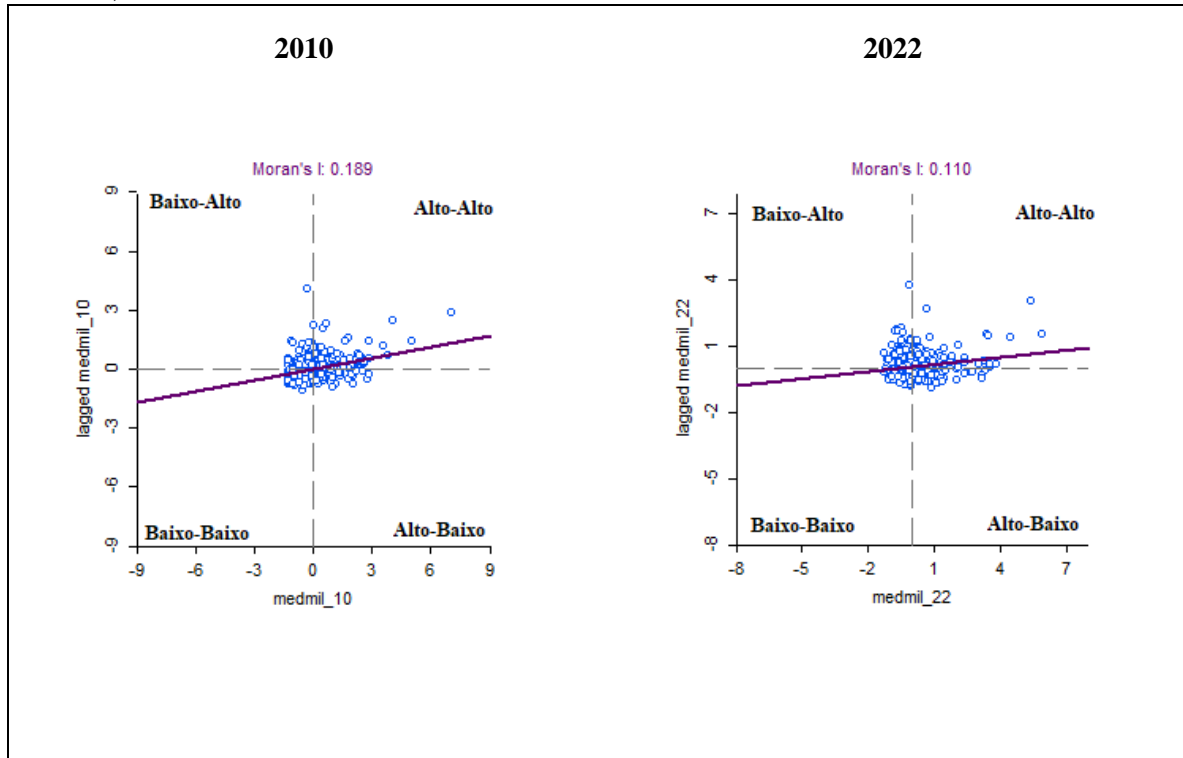
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa. Pseudosignificância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

4.3.2 Da análise de autocorrelação espacial dos números de médicos na Bahia

Definida a matriz de pesos espaciais (W), foram realizados os testes I de Moran Global e o I de Moran Local ($LISA$), ambos univariados, visando identificar a existência de autocorrelação espacial nos dados, bem como a presença de *cluster* e *outliers*.

Em relação ao número de médicos nos municípios baianos, o teste de distribuição aleatória do índice de Moran Global e o teste de permutação aleatória em 999 vezes, levaram a rejeição da hipótese nula, de não existência da autocorrelação na região em estudo. Assim, no ano de 2010, o coeficiente estimado I de (0,189), maior que seu valor esperado $E[I] = -0,0024$, fornece clara indicação de que a presença de médicos é autocorrelacionada positivamente no espaço, ou seja, nos municípios do estado da Bahia. No ano de 2022, verifica-se também a autocorrelação espacial referente ao número de médicos, embora mais suave do quanto apresentado em 2010, tendo em vista, o coeficiente estimado I (0,110) ter sido inferior. Esses resultados podem ser observados no diagrama de dispersão de Moran, conforme Figura 10.

Figura 10 - Coeficientes do *I* de Moran Global para médicos por mil habitantes nos municípios baianos, 2010 e 2022.

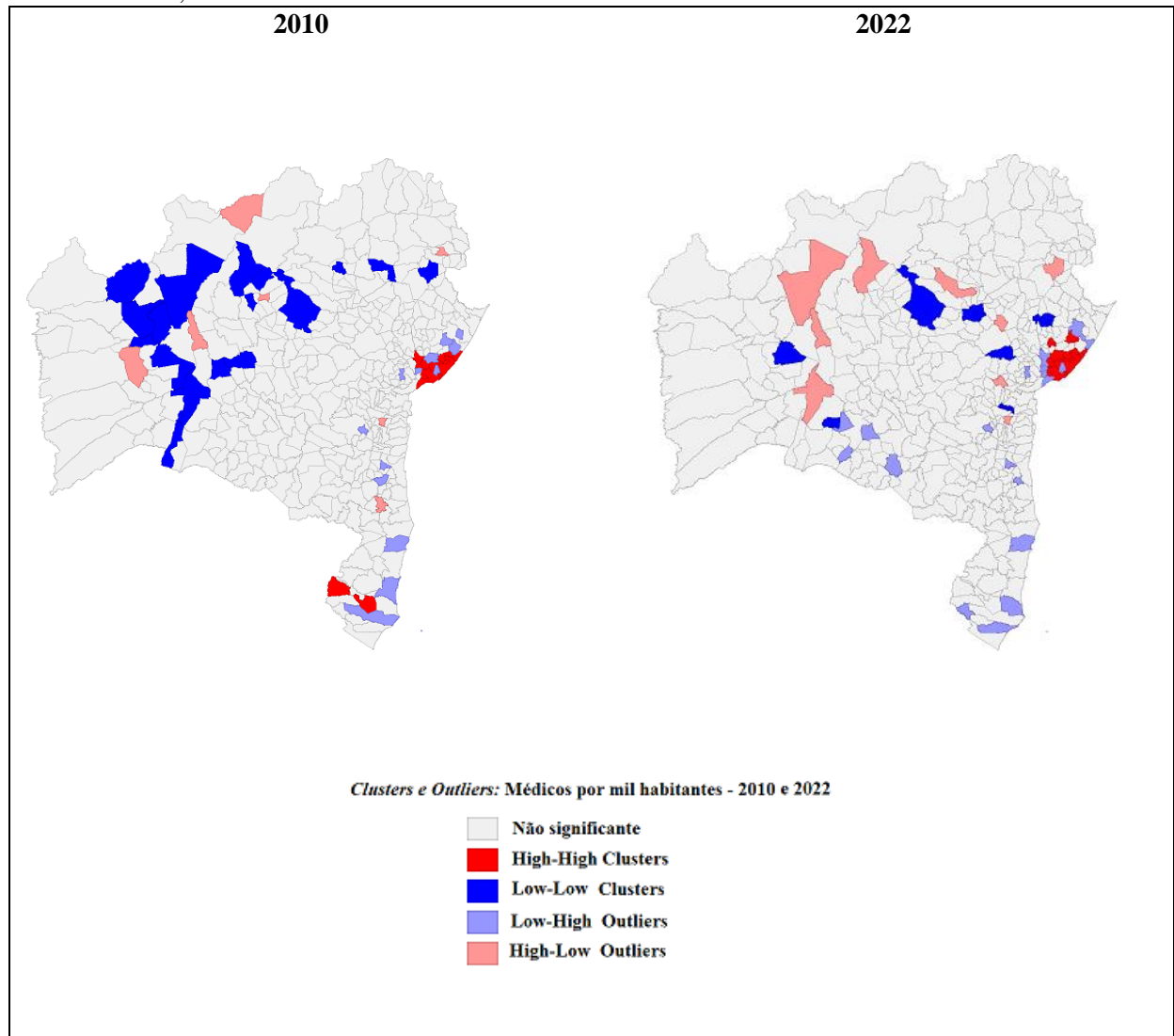


Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002). Pseudo significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias, $E[I] = -0,0024$.

A estatísticas do *I* de Moran Local (índice LISA) revela a presença de *clusters* e *outliers* nos municípios baianos. Assim, nos dois períodos analisados, conforme Figura11, é possível observar a existência de concentrações espaciais, estatisticamente significativa (5%), onde o número de médicos por mil habitantes está espacialmente correlacionado.

Os resultados demonstram que a presença dos *clusters* podem ser verificados nos municípios classificados como *High-High* (Alto-Alto) e *Low-Low* (Baixo-Baixo). No primeiro caso, tratam-se dos municípios com presença de altas taxas de médicos por mil habitantes circundados por municípios com média de médicos por mil habitantes também alta. Em 2010, esses resultados foram verificados nos municípios de Camaçari; Candeias, Dias d'Ávila; Itanhém, Itaparica, Lauro de Freitas; Madre de Deus; Mata de São João; Salvador; Santo Amaro; São Francisco do Conde; Teixeira de Freitas e Vera Cruz. Em 2022, no lugar dos municípios de Itanhém, Santo Amaro, Teixeira de Freitas e Vera Cruz, surgem na lista, os municípios de Araçás, São Sebastião do Passé e Teodoro Sampaio, permanecendo iguais, os demais municípios. Esses municípios são caracterizados por apresentar um nível populacional ou renda *per capita* mais elevadas ou ainda está próximo de centros indústrias, o que reflete na presença de agrupamento tipo *High-High* em tais regiões.

Figura 11 - *I* de Moran Local: presença de *clusters* e *outliers* nos municípios baianos para médicos por mil habitantes, 2010 e 2022.



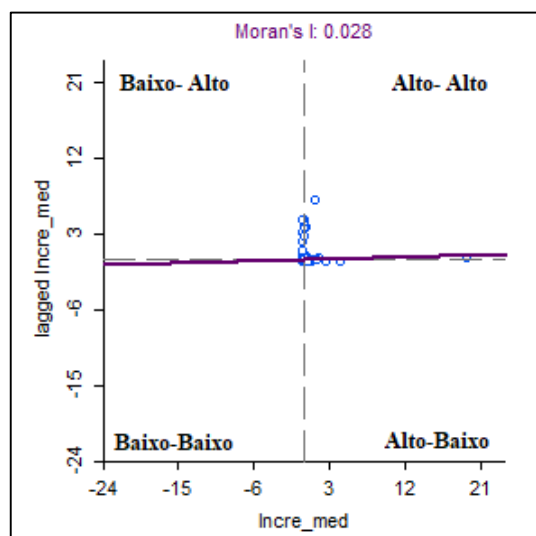
Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).

Os municípios classificados como *Low-Low* são aqueles registrados com baixas taxas de médicos por mil habitantes cuja média de médicos por mil habitantes dos vizinhos também são baixas. No ano de 2010, esse cenário foi observado nos municípios da Barra; Bom Jesus da Lapa; Boquira; Brejolândia; Cansanção; Cotegipe; Cristópolis; Ibitiara; Itaguaçu da Bahia; Jussara; Malhada; Morro do Chapéu; Pindobaçu; Ribeira do Pombal; Santa Rita de Cássia; Sítio do Mato; Uibaí; Wanderley. Tratam-se de municípios com baixa renda *per capita*, baixo número populacional. Tais características podem explicar, nesta área da Bahia, a existência de agrupamento do tipo *Low-Low*. Em 2022, além Brejolândia e Morro do Chapéu, presentes no ano de 2010, fazem parte desse agrupamento, os municípios de Água Fria, Lamarão, Mairi, Matina, Rafael Jambeiro, Teolândia e Várzea da Roça.

Em relação aos *outliers*, é possível observá-los nos municípios classificados como *Low-High* (Baixo-Alto) e *High-Low* (Alto-Baixo). Nesse sentido, em 2010, os municípios de Simões Filho, Araçás, Caravelas, Cardeal da Silva, Itajuípe, Itanagra, Itapé, Jitaúna, Prado, Santa Cruz Cabrália, São Felipe, São Sebastião do Passé e Saubara foram aqueles que apresentaram baixas taxas de médicos por mil habitantes cercados por municípios com média alta (*Low-High*). No ano de 2022, para esse agrupamento, destacam-se, Alcobaça, Buerarema, Entre Rios, Igaporã, Itajuípe, Jitaúna, Lagoa Real, Lajedão, Nova Viçosa, Pindaí, Presidente Jânio Quadros, Salinas da Margarida, Santa Cruz Cabrália, Santo Amaro, São Felipe, Saubara, Simões Filho e Vera Cruz. Já os municípios que apresentaram alta taxas de médicos por mil habitantes, vizinhos de municípios com média baixas (*High-Low*) foram, em 2010, Antas, Baianópolis, Camacan, Gandu, Ibotirama, Irecê, Remanso, tendo sido observado em 2022, que os municípios de Amargosa, Barra, Bom Jesus da Lapa, Gandu, Ibotirama, Itaguaçu da Bahia, Jacobina, Pé de Serra, Ribeira do Pombal fizeram parte desse agrupamento.

No que tange ao incremento dos números de médicos, entre os anos de 2010 e 2022, foi também verificado se existe a presença de correlação espacial, tendo sido realizado a estatística do *I* de Moran Global. O coeficiente estimado *I* de (0,028) maior que seu valor esperado $E[I] = -0,0024$, indicou autocorrelação espacial nos dados, ainda que fraca (Figura 12).

Figura 12 - Coeficiente *I* de Moran Global para incremento do número de médicos nos municípios baianos entre os anos 2010 e 2022.

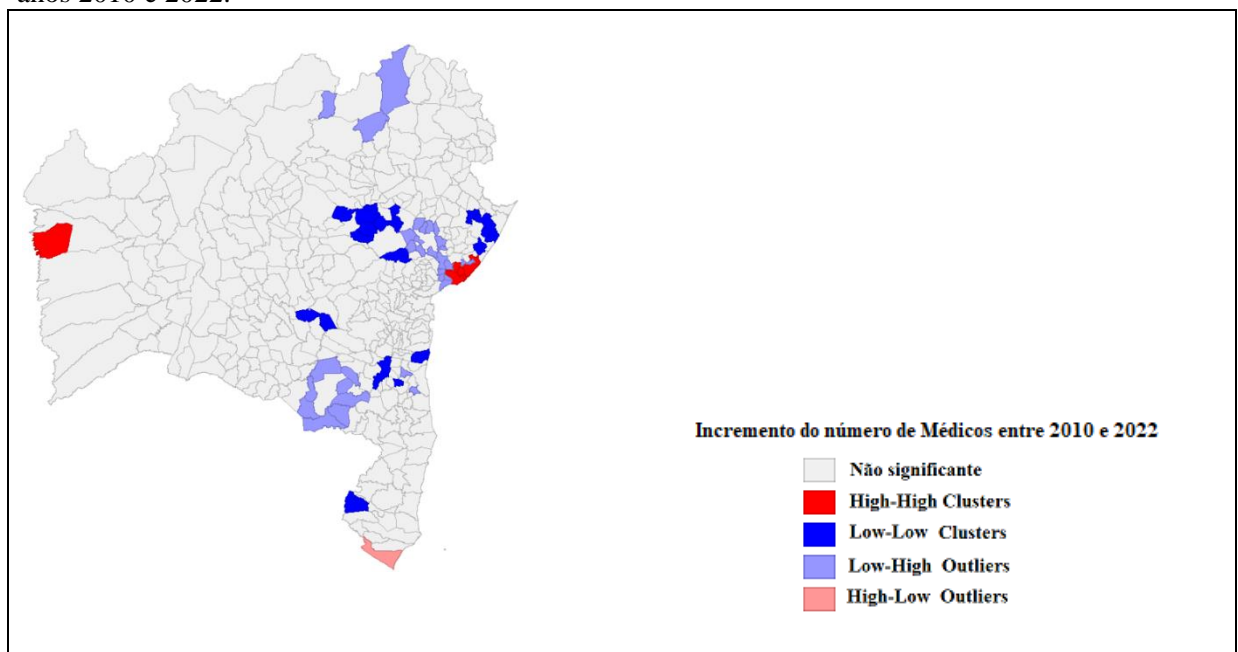


Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002).
Pseudo significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias, $E[I] = -0,0024$.

Nesse sentido, por meio da estatística LISA (Figura 13), nota-se que os municípios de Camaçari, Candeias, Lauro de Freitas, Luiz Eduardo Magalhães, Madre de Deus, Salvador e Simões Filho foram identificados como *clusters* tipo *High-High*, ou seja, municípios que apresentaram forte incremento do número de médicos, vizinhos de municípios com média do incremento do número de médicos também alta. Esse resultado pode ser explicado, uma vez que tais municípios possuem nível populacional ou renda *per capita* mais elevadas ou ainda estão localizados próximos de centros indústrias, e no caso de Salvador, além dessas características, trata-se da capital da Bahia, o que favorece ainda mais a concentração de médicos nessa região.

A associação espacial *Low-Low* foi observada nos municípios de Aporá, Baixa Grande, Barra da Estiva, Cardeal da Silva, Esplanada, Ibicaraí, Ibicuí, Itacaré, Itanagra, Itanhém, Macajuba, Mairi, Nova Fátima, Pé de Serra, Pintadas, Piritiba, Rafael Jambeiro e Várzea da Roça. Tal associação refere-se aos municípios caracterizados com baixo incremento do número de médicos, vizinhos de municípios com média do incremento do número de médicos também baixa, podendo tal resultado ser reflexo das circunstâncias socioeconômicas de tais localidades, as quais podem estar atreladas à baixa renda *per capita* e ao baixo número populacional.

Figura 13 - *I* de Moran Local para incremento do número de médicos nos municípios baianos entre os anos 2010 e 2022.

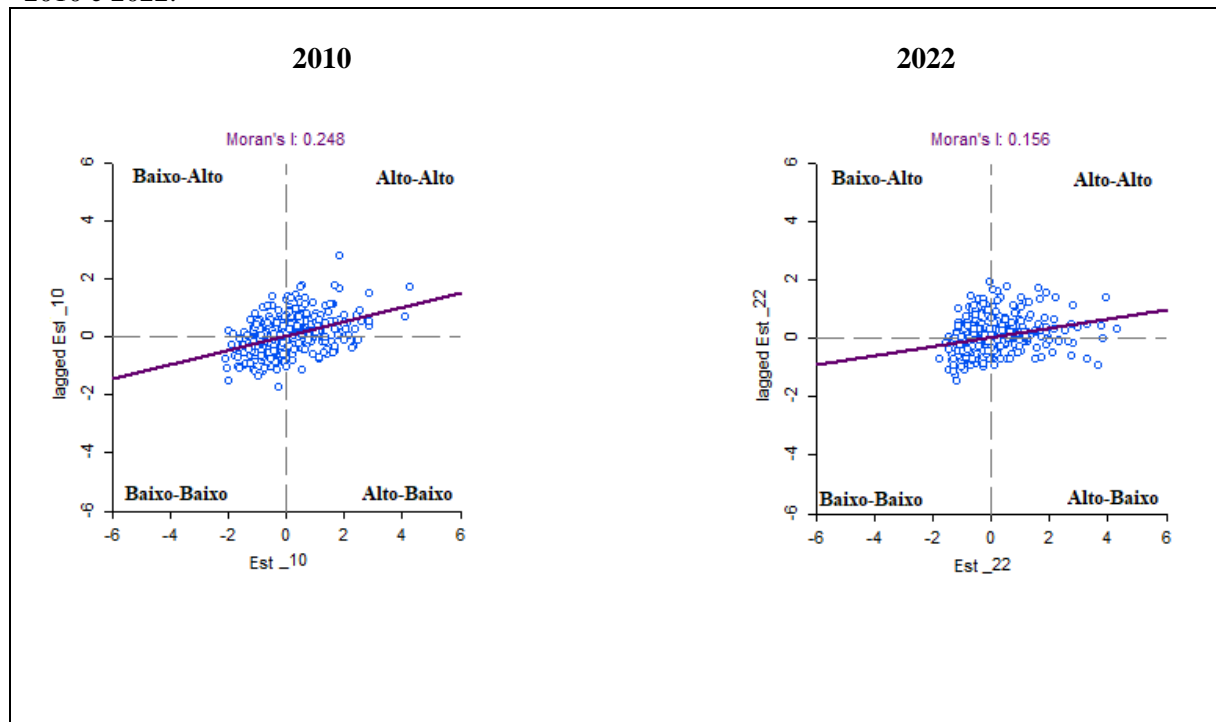


Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022 (Segundo CBO 2002)

4.3.3 Da análise de autocorrelação espacial dos estabelecimentos de saúde na Bahia

No que tange à distribuição dos estabelecimentos de saúde nos municípios do estado da Bahia, a estatística do I de Moran Global, em 2010, indica a existência de autocorrelação espacial positiva nos dados, conforme evidenciado pelo seu coeficiente estimado I de (0,248), maior que seu valor esperado $E[I] = -0,0024$. Em 2022, foi verificado também a existência de autocorrelação positiva, tendo sido observado o coeficiente estimado I de (0,156), revelando uma autocorrelação mais suave do quanto demonstrado em 2010, assim como em relação ao número de médicos. Os diagramas de dispersão de Moran contidos na Figura 14 demonstram tais resultados.

Figura 14- Coeficientes do I de Moran Global para estabelecimentos de saúde nos municípios baianos, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022. Pseudo significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias, $E[I] = -0,0024$.

Dessa forma, as estatísticas do I de Moran Local revelaram a presença de *clusters* e *outliers* presentes nos municípios baianos referentes à distribuição dos estabelecimentos de saúde. Nos dois períodos analisados, é possível observar a existência dessas associações espaciais (Figura 15).

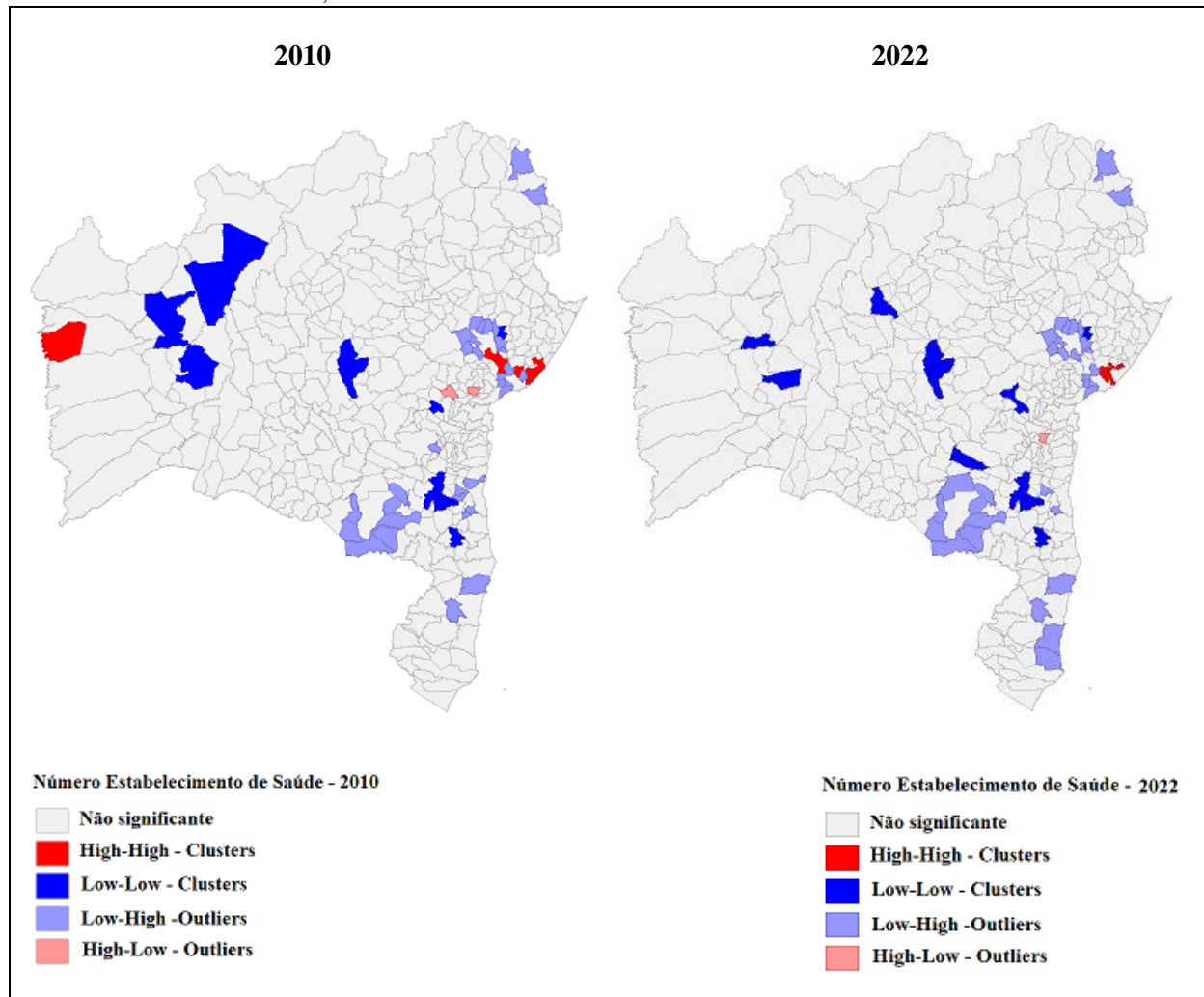
Diante disso, em 2010, os municípios que apresentaram alto número de estabelecimentos de saúde, vizinhos de municípios com média de estabelecimentos de saúde também alta (*clusters*

High-High) foram Camaçari, Candeias, Lauro de Freitas, Luís Eduardo Magalhães, Santo Amaro e São Gonçalo dos Campos, tendo sido observado em 2022, que apenas os municípios Candeias, Dias d'Ávila, Lauro de Freitas, Simões Filho permaneceram nessa associação. Em relação aos *clusters Low-Low*, municípios com baixo número de estabelecimento, circundados por municípios com média desses números também baixa, foram observados, no ano de 2010, em Andaraí, Barra, Brejolândia, Camacan, Cotegipe, Cristópolis, Floresta Azul, Ibicaraí, Ibicuí, Irará, Lençóis, Santa Cruz da Vitória, Santa Inês e Serra Dourada. Destaca-se que em 2022, os municípios de Ibipêba, Mirante, Nova Itarana, passaram a fazer parte desse agrupamento, enquanto que os municípios da Barra, Brejolândia e Cotegipe, presentes em 2010, deixaram de ser observados, permanecendo iguais os demais municípios.

Acerca dos *outliers*, os municípios classificados como *Low-High*, ou seja, municípios com baixo números de estabelecimento de saúde, circundados por municípios com média de estabelecimento de saúde alta, foram observados cenários semelhantes em relação a lista de municípios desse agrupamento, nos dois anos analisados¹⁶. Quanto aos municípios com alto números de estabelecimento de saúde, vizinhos de municípios com média de estabelecimento de saúde baixa (*High-Low*), observam-se em 2010, apenas os municípios de Santo Antônio de Jesus e Amargosa, e em 2022, Gandu.

¹⁶ Lista de municípios em 2010: Anguera, Antônio Cardoso, Barra do Choça, Barro Preto, Belo Campo, Buerarema, Candeal, Cândido Sales, Conceição do Jacuípe, Coração de Maria, Encruzilhada, Glória, Ipecaetá, Itabela, Itajuípe, Itambé, Itaparica, Jitaúna, Madre de Deus, Planalto, Ribeirão do Largo, Salinas da Margarida, Santa Bárbara, Santa Brígida, Santa Cruz Cabralia, Santanópolis, São Francisco do Conde, São José da Vitória, Saubara, Serra Preta, Simões Filho, Tanquinho, Uruçuca, Vera Cruz.
Lista de municípios em 2022: Alcobaça, Anagé, Anguera, Antônio Cardoso, Barra do Choça, Belo Campo, Buerarema, Candeal, Cândido Sales, Conceição do Jacuípe, Coração de Maria, Encruzilhada, Glória, Ipecaetá, Itabela, Itajuípe, Itambé, Itaparica, Madre de Deus, Planalto, Prado, Ribeirão do Largo, Salinas da Margarida, Santa Bárbara, Santa Brígida, Santa Cruz Cabralia, Santanópolis, São Francisco do Conde, São Gonçalo dos Campos, Saubara, Serra Preta, Tanquinho, Vera Cruz

Figura 15-I de Moran Local: presença de *clusters* e *outliers* nos municípios baianos para estabelecimentos de saúde, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados DATASUS-CNES, 2010 e 2022.

4.3.4 Da análise de autocorrelação espacial das Faculdades de Medicina na Bahia

Em relação à presença das faculdades de medicina nos municípios baianos, a estatística do *I* de Moran Global indicou evidência fraca de autocorrelação espacial nos dados, tendo sido observado, coeficiente estimado *I* de (-0,018) e (0,009), em 2010 e 2022, respectivamente (Figura 16).

A Figura 17 retrata os resultados das estatísticas LISA, podendo ser observado a presença de *clusters* e *outliers* referentes à distribuição das faculdades de medicina nos municípios da Bahia. Em 2010, verifica-se que não houve a presença de nenhum *clusters High-High*, ou seja, municípios baianos com alta presença de faculdades de medicina, vizinhos de municípios com média também alta em relação à presença dessas instituições em seus

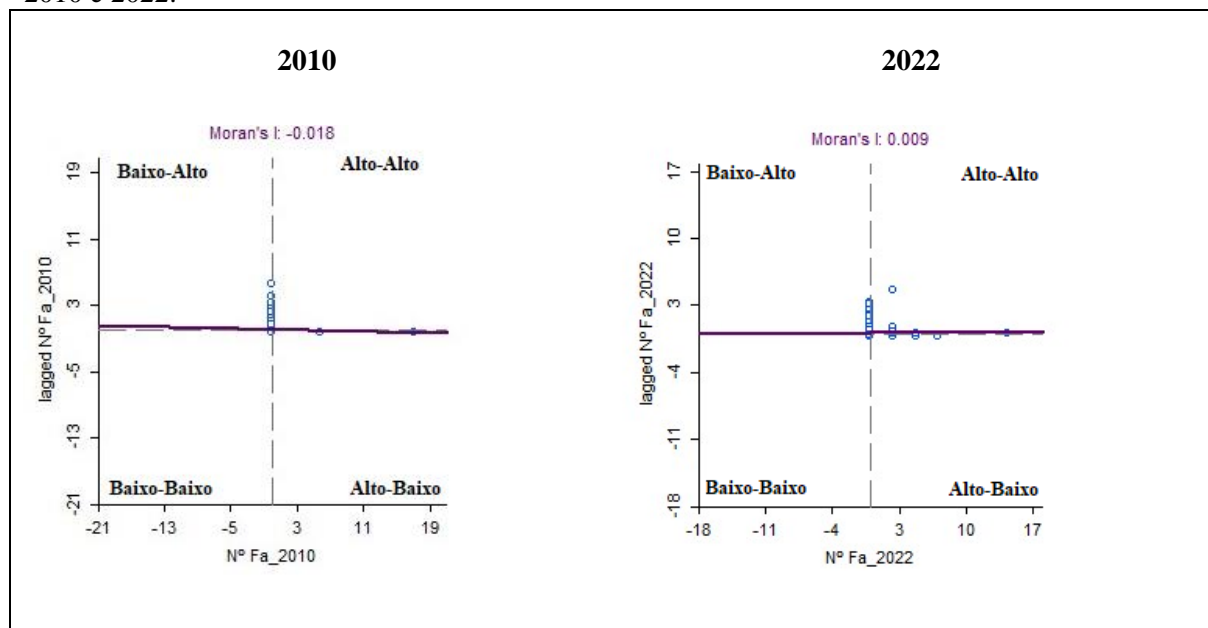
territórios. Em contrapartida, foram registrados 90 municípios caracterizados como *cluster Low-Low* municípios com baixa presença de faculdades de medicina, circundados por vizinhos com média também baixa). Esse cenário era previsível, tendo em vista que nesse período, havia poucas faculdades no estado da Bahia, 7 apenas. Em 2022, apenas o município de Lauro de Freitas foi classificado como *cluster High-High*, ou seja, trata-se de município vizinho de Salvador, o qual observa-se a presença de maior quantidade de faculdades de medicina, dentre os municípios baianos. No que tange à presença de *cluster Low-Low*, nesse ano, não foi constatado nenhuma associação.

Em relação aos *outliers*, no ano de 2010, foram observados apenas 5 municípios no agrupamento *High-Low*, sendo Feira de Santana, Ilhéus, Jequié, Salvador e Vitória da Conquista, isto é, são municípios com alta presença de faculdades de medicina, vizinhos de municípios com média baixa. Já em 2022, uma vez que houve um aumento do número de faculdades de medicina distribuídas nos municípios baianos, para esse agrupamento, foram observados registro de 14 municípios, sendo eles, Alagoinhas, Barreiras, Brumado, Feira de Santana, Guanambi, Irecê, Jacobina, Jequié, Juazeiro, Paulo Afonso, Santo Antônio de Jesus, Teixeira de Freitas, Valença e Vitória da Conquista. Quanto aos *outliers Low-High*-municípios com baixa presença de faculdades de medicina, próximos de municípios com média alta da presença dessas instituições - os dois anos analisados apresentaram resultantes semelhantes, com registro de 42 municípios¹⁷ em 2010 e 44 municípios no ano de 2022.

¹⁷ Em 2010 (Low-High):Aiquara, Anagé, Anguera, Antônio Cardoso, Apuarema, Barra do Choça, Belo Campo, Boa Nova, Buerarema, Candeias, Cândido Sales, Coaraci, Conceição do Jacuípe, Dário Meira, Encruzilhada, Ipiaú, Itabuna, Itagi, Itajuípe, Itambé, Itaparica, Itapitanga, Itiruçu, Jitaúna, Lafaiete Coutinho, Lauro de Freitas, Madre de Deus, Manoel Vitorino, Planalto, Ribeirão do Largo, Salinas da Margarida, Santa Bárbara, Santanópolis, São Francisco do Conde, São Gonçalo dos Campos, Saúbara, Serra Preta, Simões Filho, Tanquinho, Uma, Uruçuca e Vera Cruz.

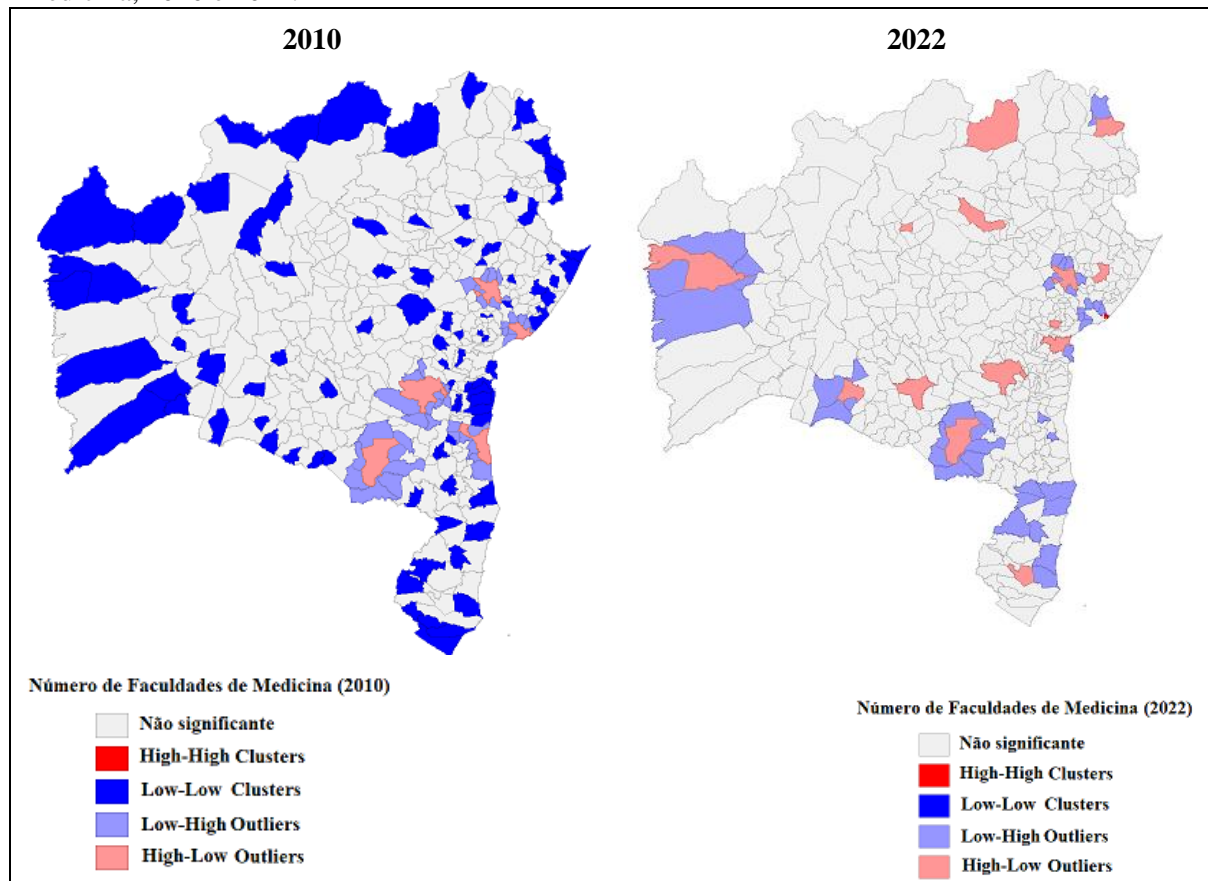
Em 2022 (Low-High):Alcobaça, Anagé, Angical, Anguera, Barra do Choça Belmonte, Belo Campo, Buerarema, Cairú, Candeal, Candeias, Candiba, Cândido Sales, Catolândia, Coração de Maria, Encruzilhada, Glória, Guaratinga, Igaporã, Ipecaetá, Itabela, Itagimirim, Itajuípe, Itambé, Itaparica, Itapebí, Luís Eduardo Magalhães, Madre de Deus, Palmas de Monte Alto, Planalto, Prado, Riachão das Neves, Ribeirão do Largo, Salinas da Margarida, Santa Bárbara, Santa Cruz Cabralia, São Desidério, São Francisco do Conde, São Gonçalo dos Campos, Saubara, Sebastião Laranjeiras, Simões Filho, Tanquinho e Vera Cruz.

Figura 16 - Coeficientes do I de Moran Global para faculdades de medicina nos municípios baianos, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados INEP, 2010 e 2022. Pseudo significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias, $E[I] = -0,0024$.

Figura 17-I de Moran Local: presença de *clusters* e *outliers* nos municípios baianos para faculdades de medicina, 2010 e 2022.



Fonte: Elaboração própria. Dados INEP, 2010 e 2022.

4.4 RESULTADOS DO MODELO ECONOMETRICO-ESPACIAL

Nesta seção serão apresentados os resultados empíricos do modelo espacial, inicialmente, para médicos totais, posteriormente para médicos especialistas e por fim para médicos clínicos gerais. Esta análise visa demonstrar como as variáveis que influenciam a distribuição dos profissionais de medicina se comportam em relação à concentração espacial dos médicos no estado da Bahia, analisando os efeitos da dependência espacial acerca das variáveis consideradas juntamente com os efeitos diretos e indiretos.

4.4.1 Do modelo para médicos totais

Em que pese as variáveis incluídas no modelo estejam em consonância com literatura acerca da distribuição espacial dos médicos, para assegurar qual a melhor escolha do modelo econométrico-espacial utilizado nesta pesquisa, foram utilizadas técnicas estatísticas com base no teste do Multiplicador de Lagrange (LM) e do teste de Razão de Verossimilhança (LR).

Nesse sentido, inicialmente, foi realizada a estimação por meio do método do modelo clássico de regressão linear (MQO) e em seguida, os testes de Multiplicador de Lagrange (LM), visando averiguar se os efeitos da dependência espacial encontram-se na variável dependente ou no termo de erro (Almeida, 2012; Anselin, 2001; Golgher, 2015).

Os resultados da estimação do modelo MQO para médicos totais são apresentados na Tabela 27. O teste R^2 indica que as variáveis explicativas explicam 51% da variação da distribuição dos médicos totais por mil habitantes nos municípios baianos. O teste *Jarque-Bera* que analisa a normalidade dos erros indica, que nesse caso, os erros não seguem uma distribuição normal. Com base no teste de *Breush-Pagan*, que tem como hipótese nula a homocedasticidade, nota-se que o modelo apresenta heterocedasticidade, fato comum em estudos de econometria espacial.

Tabela 27 - Resultados da regressão por MQO para médicos totais por mil habitantes.

Variáveis	coeficientes	p-valor
constante	-1,1310	0,011
equipamentos_mil	0,0763	0,000
leitos_hospitalares_mil	0,0447	0,000
taxa_envelhecimento	-0,0030	0,709
demais_estabelecimentos_saude	0,0022	0,000
faculdades_medicina	-0,0101	0,001
lpopulacao	-0,0233	0,384
lrenda_per_capita	0,2793	0,000
Diagnóstico da regressão		
R ²	0,512	
R ² Ajustado	0,503	
Teste F	61,220	
Prob (F)	0,000	
Log likelihood	-24,017	
Jarque-Bera	0,000	
Breush-Pagan	0,000	

Fonte: Elaboração própria.

Assim, com base na Tabela 28, verifica-se que os resultados dos testes do Multiplicador de Lagrange (LM) indicam que não há significância estatística para o LM (erro), enquanto que o LM (*lag*) apresentou-se estatisticamente significativo, sugerindo que a dependência espacial está presente na variável dependente, sendo o modelo SAR apropriado nesse caso. Destaca-se que como foi possível observar a significância estatística dos testes LM em sua versão não robusta, não foi necessário observar os resultados das versões robustas (Anselin, 2001; Golgher, 2015).

Tabela 28 - Diagnóstico de dependência espacial para médicos totais por mil habitantes.

	Estatística de Teste	p-valor
LM(erro)	14,971	0,221
LM(<i>lag</i>)	14,424	0,000
RLM (erro robusto)	67,035	0,010
RLM(<i>lag</i> robusto)	19,630	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Considerando que o modelo SAR é *nested* do modelo SDM, estimou-se os dois modelos, comparando-os por meio do teste da Razão de Máxima Verossimilhança (LR), para verificar o melhor modelo para a especificação deste trabalho, tendo sido observado, com base nos resultados demonstrados na Tabela 29, que o modelo SDM melhor se ajusta aos dados, indicando que a dependência espacial também está correlacionada com alguma variável explicativa (Golgher, 2015).

Nesse ponto, é importante salientar o que a literatura tem destacado em relação ao modelo SDM: caso existam dúvidas teóricas em qual modelo utilizar, o modelo espacial de Durbin apresenta-se como a melhor escolha, uma vez que se estimarmos o modelo SDM e o processo gerador de dados real for de algum dos demais modelos, ainda assim todas as estimativas desse modelo serão não enviesadas e sem perda de eficiência (Golgher, 2015).

Tabela 29 - Teste da Razão de Verossimilhança para médicos totais por mil habitantes.

	<i>Likelihood ratio</i>	Estatística de Teste	p-valor
SAR	-17,190		
SDM	0,0004	34,820	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados do modelo SDM para médicos totais são apresentados na Tabela 30, na qual podemos observar que o parâmetro associado ao *lag* dos médicos totais foi positivo¹⁸, indicando autocorrelação espacial positiva. Considerando o modelo SDM que captura os *spillovers* espaciais na variável dependente e nas variáveis explicativas, verificam-se que os valores dos coeficientes estimados apresentaram sinal esperado para as variáveis “equipamentos por mil habitantes”, “leitos hospitalares por mil habitantes”, “demais estabelecimentos de saúde” e “renda *per capita*”, enquanto que a variável “faculdades de medicina” que captura a disponibilidade de treinamentos para os profissionais médicos registrou sinal negativo, diferindo do quanto esperado, ainda que significativo. As demais variáveis não apresentaram significância estatística. Nesse sentido, verifica-se que o aumento no número de médicos por mil habitantes em determinado município da Bahia, está associado à presença, nos municípios vizinhos, de médicos e dos fatores que influenciam em sua aglomeração, tais como equipamentos, leitos hospitalares, demais estabelecimentos de saúde e renda *per capita*, destacando que tais variáveis também são apontadas pela literatura como motivos que moldam a escolha para o exercício profissional dos médicos (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

¹⁸ Se $\rho > 1$, autocorrelação espacial positiva; se $\rho < 1$, autocorrelação espacial negativa; se $\rho = 0$, parâmetro é estatisticamente não significativo (Almeida, 2012).

Tabela 30 - Resultados do modelo SDM para médicos totais por mil habitantes.

Variáveis	Coefficientes	p-valor
Constante	-2,757	0,002
equipamentos_mil	0,066	0,000
leitos_hospitales_mil	0,062	0,000
taxa_envelhecimento	-0,003	0,755
demais_estabelecimentos_saude	0,003	0,000
faculdades_medicina	-0,012	0,000
lpopulacao	-0,029	0,272
lrenda_per_capita	0,134	0,079
lagequipamentos_mil	0,037	0,118
lagleitos_hospitales_mil	-0,071	0,001
lagtaxa_envelhecimento	0,026	0,103
lagdemais_estabelecimentos_saude	-0,001	0,289
lagfaculdades_medicina	0,007	0,164
laglpopulacao	0,098	0,054
lagrenda_per_capita	0,242	0,064
lagmédicos totais	0,015	0,852

Fonte: Elaboração própria.

Dado que o impacto das mudanças em uma variável explicativa difere globalmente entre as regiões, torna-se necessário realizar uma avaliação sumária dos impactos destas variações (Lesage; Pace, 2009). Dessa forma, a Tabela 31 apresenta os resultados dos efeitos do modelo estimado.

Tabela 31 - Resultados dos efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para médicos totais por mil habitantes.

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
equipamentos_mil	0,019	0,022	0,041
leitos_hospitales_mil	0,033	-0,031	0,002
taxa_envelhecimento	-0,001	0,017	0,016
demais_estabelecimentos_saude	0,000	-0,001	0,000
faculdades_medicina	-0,002	0,002	0,001
lpopulacao	-0,037	0,050	0,014
lrenda_per_capita	0,077	0,149	0,226

Fonte: Elaboração própria.

Dos resultados apresentados, observa-se que a quantidade de equipamentos por mil habitantes exerce um efeito médio positivo direto e indireto, sugerindo que um aumento da quantidade de equipamentos hospitalares em um determinado município tem um impacto positivo no número de médicos e nos fatores que refletem na aglomeração da atividades desses profissionais (efeito direto), assim como, o aumento da quantidade de equipamentos em municípios vizinhos também está associado a um aumento do números de médicos no município observado (efeito indireto).

Em relação aos leitos hospitalares também se observa um efeito médio direto positivo, indicando que aumentos na quantidade de leitos hospitalares refletem no aumento do número de médicos por mil habitantes no município observado. Foi observado ainda a influência de efeito indireto negativo em relação a quantidade de leitos hospitalares, indicando que uma maior quantidade dessa variável nos municípios vizinhos, está atrelada a uma menor quantidade de médicos por mil habitantes e dos fatores que refletem na sua aglomeração, em dado município observado. Por outro lado, em relação aos demais estabelecimentos de saúde, o efeito total e o efeito direto apresentaram resultados nulos, não sendo possível analisar sua relação com o indicador da quantidade de médicos por mil habitantes e dos fatores que refletem na sua aglomeração nos municípios da Bahia.

Nesse sentido, é importante ressaltar que essas variáveis visaram capturar a infraestrutura hospitalar e a oferta dos serviços de saúde nos municípios baianos, estando os resultados obtidos em consonância com literatura, uma vez que conforme destaca Benham e outros (1968), é amplamente aceita a ideia de que os médicos têm fortes preferências de localização, preferindo estar perto de hospitais e outras instalações médicas com maior infraestrutura. Destaca-se ainda, que resultados de estudos anteriores também indicaram relação positiva entre a existência de leitos hospitalares e a distribuição dos médicos, representando uma medida adicional das vantagens em praticar em dadas regiões (Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

A presença de faculdade de medicina exerce um efeito médio indireto positivo, sugerindo que aumento da quantidade de faculdades de medicina em municípios vizinhos reflete em aumento do número de médicos por mil habitantes no município observado. Nessa linha, a literatura tem apontado que a presença dessas instituições também surge como fator atrelado à escolha de localização dos médicos, estando associado à ideia de desenvolvimento profissional e perspectiva de educação continuada (Çalışkan, 2013; Cooper *et al.*, 1977; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

No que tange à renda *per capita*, observa-se a presença dos efeitos médios positivos diretos e indiretos, sugerindo que tal variável reflete no aumento dos números de médicos, bem como nos fatores atrelados à aglomeração da atividade médica, tanto nos municípios observados quanto nos municípios vizinhos. Tais resultados corroboram com a expectativa teórica de que os médicos tendem a se localizar em área onde é possível auferir maiores rendimentos, tendo em vista que a renda *per capita* de determinada região aparece como indicador de poder de

consumo da população, estando associado ao potencial de demanda por serviços médicos, assim como para diversos bens e serviços e a um ganho potencial maior (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

Como os coeficientes estimados no modelo SDM para taxa de envelhecimento da população e o tamanho populacional foram não significativos, nada podemos afirmar sobre essas variáveis em relação ao indicador de médicos totais por mil habitantes, em que pese o debate teórico sugerir que a densidade populacional de dada região também aparece como determinante que molda às decisões de localização dos médicos (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Foley, 1977; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015).

4.4.2 Do modelo para médicos especialistas

O mesmo procedimento realizado para o modelo de médicos totais foi também realizado para o modelo referente aos médicos especialistas.

Os resultados da estimação do modelo MQO para médicos especialistas são apresentados na Tabela 32. O teste R^2 indica que as variáveis explicativas explicam 55% da variação da distribuição dos médicos especialistas por mil habitantes nos municípios baianos. Os resultados dos testes *Jarque-Bera* e *Breush-Pagan* foram semelhantes em relação ao modelo para médicos totais, denotando o mesmo entendimento.

Os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) indicaram significância estatísticas tanto para o LM (erro) quanto para LM (*lag*), tendo sido necessário observar as versões robustas dos dois testes (Tabela 33). Uma vez que o RLM (*lag* robusto) registrou significância estatística, o modelo SAR também se revelou o mais apropriado para o caso.

Tabela 32 - Resultados da regressão por MQO para médicos especialistas por mil habitantes.

Variáveis	coeficientes	p-valor
Constante	-0,661	0,031
equipamentos_mil	0,056	0,000
leitos_hospitales_mil	0,024	0,000
taxa_envelhecimento	-0,009	0,108
demais_estabelecimentos_saude	0,002	0,000
faculdades_medicina	-0,009	0,000
Lpopulacao	0,010	0,584
renda_per_capita	0,123	0,008
Diagnóstico da regressão		
R ²	0,553	
R ² Ajustado	0,546	
Teste F	72,330	
Prob (F)	0,000	
Log Likelihood	129,91	
<i>Breush-Pagan</i>	0,000	
<i>Jarque-Bera</i>	0,000	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 33 - Diagnóstico de dependência espacial para médicos especialistas por mil habitantes.

	Estatística de Teste	p-valor
LM(erro)	5,908	0,015
LM(lag)	17,688	0,000
RLM (erro robusto)	0,869	0,351
RLM(lag robusto)	12,648	0,000

Fonte: Elaboração própria

O passo seguinte foi comparar as estimações do modelo SAR e do modelo SDM por meio do teste de razão de verossimilhança, tendo sido verificado que o modelo SDM também foi o que melhor que se ajustou aos dados, conforme resultados da Tabela 34.

Tabela 34 - Teste da Razão de Verossimilhança para modelo médicos especialistas por mil habitantes.

	Likelihood ratio	Estatística de Teste	p-valor
SAR	138,550		
SDM	151,407	25,695	0,001

Fonte: Elaboração própria

Assim, as estimações do modelo SDM para médicos especialistas são apresentadas na Tabela 35. O parâmetro *rho* positivo revela a presença de autocorrelação espacial positiva presente na variável dependente e nas variáveis explicativas. Os resultados sugerem que o aumento no número de médicos especialistas por mil habitantes de determinado município da Bahia, está associado à presença, nos municípios vizinhos, de médicos e dos fatores que influenciam em sua aglomeração, dado pela quantidade de equipamentos hospitalares, leitos hospitalares e demais estabelecimentos de saúde, corroborando a ideia trazida pela literatura que

infraestrutura hospitalar e a disponibilidade de recursos à saúde surgem como vantagens para que os médicos optem a praticar em determinadas localidades (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006). No que tange à presença de faculdades de medicina, observou-se resultado semelhante ao quanto apresentado no modelo para médicos totais, tendo sido verificado que o seu coeficiente de estimação registrou sinal negativo, diferente do quanto esperado. Em relação à renda *per capita*, tamanho da população e sua taxa de envelhecimento, nada podemos afirmar, tendo em vista que seus respectivos coeficientes não foram significativos.

Tabela 35 - Resultados do modelo SDM para médicos especialistas por mil habitantes.

Variáveis	Coefficientes	p-valor
Constante	-0,637	0,301
equipamentos_mil	0,048	0,000
leitos_hospitales_mil	0,035	0,000
taxa_envelhecimento	-0,005	0,478
demais_estabelecimentos_saúde	0,002	0,000
faculdades_medicina	-0,010	0,000
lpopulacao	0,004	0,850
lrenda_per_capita	0,058	0,271
lag equipamentos_mil	0,010	0,543
lag leitos_hospitales_mil	-0,045	0,002
lag taxa_envelhecimento	0,004	0,697
lag demais_estabelecimentos_saúde	0,000	0,558
lag faculdades_medicina	0,005	0,222
lag lpopulacao	0,019	0,588
lag lrenda_per_capita	0,031	0,728
lag médicos especialistas	0,130	0,094

Fonte: Elaboração própria.

As estimações dos efeitos direto, indireto e total para médicos especialistas estão contidas na Tabela 36, podendo ser observado resultados semelhantes em relação quanto apresentado para médicos totais. Dessa forma, observa-se que a quantidade de equipamentos por mil habitantes exerce um efeito médio positivo direto e indireto, sugerindo que um aumento da quantidade de equipamentos hospitalares em um determinado município tem um impacto positivo no número de médicos especialistas por mil habitantes e nos fatores que refletem na aglomeração das atividades desses profissionais (efeito direto), assim como que o aumento da quantidade de equipamentos dos municípios vizinhos também está associado a um aumento do número de médicos no município observado (efeito indireto).

Em relação aos leitos hospitalares e demais estabelecimentos de saúde¹⁹, também se observa um efeito médio direto positivo, indicando que aumentos nas quantidades dessas duas variáveis refletem no aumento do número de médicos especialistas por mil habitantes no município observado. O efeito indireto indica que uma maior quantidade de leitos hospitalares nos municípios vizinhos está atrelada a uma menor quantidade de médicos especialistas por mil habitantes e dos fatores que refletem na sua aglomeração em determinado município observado.

Esses resultados, assim como em relação ao modelo para médicos totais, corroboram com os debates teóricos nacionais e internacionais de que a infraestrutura hospitalar e a oferta dos serviços de saúde, capturados aqui, pela quantidade de equipamentos hospitalares, leitos hospitalares e demais estabelecimentos de saúde são razões que refletem na distribuição dos médicos no espaço geográfico (Benham *et al.*, 1968; Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

A presença de faculdades de medicina exerce um efeito médio indireto positivo, sugerindo que aumentos da quantidade dessas instituições de ensino em municípios vizinhos refletem em aumento do número de médicos especialistas por mil habitantes no município observado. Destaca-se que essa variável visa capturar a busca pelo aperfeiçoamento, estando em consonância com que prediz a teoria acerca da distribuição espacial dos médicos (Benham *et al.*, 1968; Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Falcettoni, 2018; Holmes; Miller, 1986; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006). Assim, os fatores profissionais são importantes aspectos considerados quando da decisão pela preferência entre uma área rural ou urbana, estando geralmente ligados ao contato com escola de medicina, médicos especialistas e educação continuada, sendo a ideia de que muitos médicos consideram ser um ambiente profissionalmente desejável (Cooper *et al.*, 1977).

No que tange à renda *per capita*, a população e sua taxa de envelhecimento, para o modelo médicos especialistas, seus coeficientes foram insignificantes estatisticamente, não sendo possível afirmar sua relação com a distribuição dos médicos especialistas nos municípios baianos, embora as condições de mercados, representadas pelo tamanho da população e pela renda *per capita*, sejam variáveis importantes, apontadas pela literatura, como fatores que moldam à localização espacial desses profissionais (Benham *et al.*, 1968; Çalışkan, 2013;

¹⁹ O efeito indireto em relação a variável “demais estabelecimentos de saúde” foi nulo.

Eisenberg; Cantwell, 1976; Fein, 1954; Foley, 1977; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

Tabela 36 - Resultados dos efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para médicos especialistas por mil habitantes.

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
equipamentos_mil	0,049	0,018	0,067
leitos_hospitalares_mil	0,034	-0,046	-0,012
taxa_envelhecimento	-0,005	0,004	-0,001
demais_estabelecimentos_saúde	0,002	0,000	0,002
faculdades_medicina	-0,010	0,004	-0,006
lpopulacao	0,004	0,022	0,026
lrenda_per_capita	0,059	0,044	0,103

Fonte: Elaboração própria.

4.4.3 Do modelo para médicos clínicos gerais

Para o modelo no qual a variável dependente é “médicos clínicos gerais”, foram replicados os mesmos procedimentos realizados anteriormente. Os resultados da estimação do modelo MQO para médicos clínicos gerais são apresentados na Tabela 37.

Tabela 37 - Resultados da regressão por MQO para médicos clínicos gerais por mil habitantes.

Variáveis	Coefficientes	p-valor
Constante	-0,339	0,205
equipamentos_mil	0,023	0,000
leitos_hospitalares_mil	0,026	0,000
taxa_envelhecimento	0,002	0,637
demais_estabelecimentos_saude	0,000	0,596
faculdades_medicina	-0,001	0,626
Lpopulacao	-0,036	0,025
lrenda_per_capita	0,142	0,000
Diagnóstico da regressão		
R ²	0,200	
R ² Ajustado	0,186	
Teste F	14,620	
Prob (F)	0,000	
Log Likelihood	186,22	
Breush-Pagan	0,000	
Jarque-Bera	0,000	

Fonte: Elaboração própria.

O teste R² indica que as variáveis explicativas explicam apenas 20% da distribuição dos médicos clínicos por mil habitantes nos municípios baianos, entretanto isso não se revela um problema, tendo em vista que o modelo MQO não foi o qual melhor se ajustou aos dados, não tendo sido o mais indicado para fins de especificação. Os resultados dos testes *Jarque-Bera* e

Breush-Pagan foram semelhantes em relação aos modelos para médicos totais e médicos especialistas, denotando o mesmo entendimento.

Conforme resultados apresentados na Tabela 38, os testes de Multiplicador de Lagrange (LM) indicaram significância estatística apenas para sua versão robusta (RLMerr e RLMlag). Nesse caso, como RLMlag > RLMerr, o modelo SAR apresenta-se como o mais indicado (Golgher, 2015).

Tabela 38 - Diagnóstico de dependência espacial para médicos clínicos gerais por mil habitantes.

	Estatística de Teste	p-valor
LM(erro)	0,007	0,9346
LM(lag)	0,528	0,4677
RLM (erro robusto)	4,296	0,0282
RLM(lag robusto)	4,817	0,0382

Fonte: Elaboração própria.

Ao comparar as estimações do modelo SAR e do modelo SDM por meio do teste de razão de verossimilhança, o modelo SDM também foi o que melhor se ajustou aos dados (Tabela 39).

Tabela 39 - Teste da Razão de Verossimilhança para modelo médico clínicos gerais por mil habitantes.

	Likelihood ratio	Estatística de Teste	p-valor
SAR	186,480		
SDM	198,250	23,543	0,001

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados do modelo SDM, no qual a variável de interesse é médicos clínicos, são apresentados na Tabela 40, podendo ser observado que parâmetro associado ao *lag* de médicos clínicos foi negativo, indicando autocorrelação espacial negativa. Nesse caso, um alto número de médicos clínicos por mil habitantes em regiões vizinhas, sugere uma menor quantidade de número de médicos clínicos por mil habitantes no município observado. Ainda, dos resultados apresentados, verificam-se que os fatores que refletem nessa associação foram a quantidade de equipamentos hospitalares, leitos hospitalares, renda *per capita* e população, tendo sido observado que dessas variáveis, apenas “população” não apresentou o sinal esperado. Esses resultados coadunam com a base teórica apresentada nesta pesquisa, uma vez que a infraestrutura hospitalar e as condições de mercados são apontadas como importantes fatores que repercutem nas decisões dos médicos entre permanecer em áreas urbanas ou deslocar-se para áreas rurais ou distantes das capitais ou de grandes centros urbanos (Benham *et al.*, 1968; Çalişkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Fein, 1954; Foley, 1977; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

Acerca da taxa de envelhecimento da população, demais estabelecimentos de saúde e faculdades de medicina, nada podemos afirmar em relação à influência na distribuição espacial dos médicos clínicos nos municípios baianos, tendo em vista que seus coeficientes não apresentaram significância estatística.

Tabela 40 - Resultados do modelo SDM para médicos clínicos gerais por mil habitantes.

Variáveis	coeficientes	p-valor
Constante	-1,484	0,007
equipamentos_mil	0,020	0,003
leitos_hospitalares_mil	0,033	0,000
taxa_envelhecimento	-0,001	0,909
demais_estabelecimentos_saúde	0,000	0,338
faculdades_medicina	-0,002	0,348
Lpopulacao	-0,036	0,030
lrenda_per_capita	0,078	0,098
lag equipamentos_mil	0,024	0,093
lag leitos_hospitalares_mil	-0,031	0,019
lag taxa_envelhecimento	0,018	0,079
lag demais_estabelecimentos_saúde	-0,001	0,365
lag faculdades_medicina	0,002	0,471
lag lpopulacao	0,051	0,106
lag lrenda_per_capita	0,160	0,049
lag médicos clínicos gerais	-0,055	0,499

Fonte: Elaboração própria.

Em relação aos efeitos diretos e indiretos do modelo SDM para médicos clínicos gerais, observa-se resultados semelhantes ao quanto apresentado em relação ao modelo para médicos totais e médicos especialistas (Tabela 41).

A quantidade de equipamentos por mil habitantes gera um impacto positivo e direto, sugerindo que municípios com grande quantidade de equipamentos de saúde, tendem a apresentar um alto indicador de número de médicos clínicos gerais por mil habitantes bem como dos fatores associados à oferta de serviço de saúde e dos indicadores socioeconômicos. Em relação ao efeito indireto positivo, o resultado sugere que aumentos na quantidade de equipamentos hospitalares em municípios vizinhos refletem no aumento do indicador de médicos clínicos gerais por mil habitantes e dos fatores associados à sua aglomeração no município observado.

A quantidade de leitos hospitalares também apresentou um efeito direto positivo, indicando que aumentos na sua quantidade, em certos municípios, tendem a gerar aumento no indicador do número de médicos clínicos por mil habitantes. Já o efeito indireto exerce um impacto indireto negativo, indicando que uma maior quantidade de leitos hospitalares nos municípios

vizinhos está associada a uma menor quantidade de médicos clínicos gerais por mil habitantes e dos fatores que refletem na sua aglomeração em determinado município observado.

Destaca-se que, assim como em relação ao modelo para médicos totais e médicos especialistas, esses resultados estão em consonância com o que prediz a literatura, dado que a infraestrutura hospitalar é vista como uma medida que reflete nas preferências de localização dos médicos, uma vez que esses profissionais preferem estar perto de hospitais e outras instalações médicas com maior infraestrutura (Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015; Póvoa; Andrade, 2006).

Em relação à população, a literatura tem destacado que o nível populacional de determinada região aparece como importante fator de atratividade para atividade médica, uma vez que é vista como medida direta do tamanho de mercado (Benham *et al.*, 1968; Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Foley, 1977; Jud; Harrison, 1975). O estudo de Benham e outros (1968) sugere que o tamanho da população reflete nas escolhas locacionais dos médicos, dada a atração da força de procura, representada pela sua relação com número de pessoas a serem atendidas. Nesse sentido, observa-se que a população exerce um impacto indireto positivo, indicando que, municípios vizinhos com alto índice populacional refletem em aumentos do número médicos clínicos por mil habitantes nos municípios baianos. Os resultados obtidos corroboram com os resultados apontados em estudos anteriores, em que a dimensão da população apresentou uma relação positiva com a proporção de médicos, destacando dessa forma, que a base populacional surge como importante determinante na diferenciação locacional desses profissionais (Foley, 1977; Pinto, 2015).

A renda *per capita* e as condições socioeconômicas das regiões são apontadas pela literatura como forças que influenciam na distribuição geográfica dos médicos, tendo sido apontado que áreas urbanas e de alta renda possuem uma maior propensão de concentração dos médicos, onde a capacidade de pagar pelos serviços médicos revela-se grande e as comodidades profissionais e pessoais da prática privada são altas (Çalışkan, 2013; Eisenberg; Cantwell, 1976; Fein, 1954; Jud; Harrison, 1975; Pinto, 2015). Dessa forma, corroborando com as ideias postas pela base teórica, os resultados encontrados indicaram que a renda *per capita* exerce um efeito positivo direto e indireto, sugerindo que municípios baianos com alta renda *per capita* tendem a apresentar alto indicador de número médicos clínicos gerais por mil habitantes, assim como que aumentos da renda *per capita* em municípios vizinhos também tendem a gerar um aumento no indicador de médicos clínicos por mil habitantes e nos fatores atrelados à decisão locacional em dado município observado.

Tabela 41-Resultados dos efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para médicos clínicos por mil habitantes.

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
equipamentos_mil	0,019	0,022	0,041
leitos_hospitales_mil	0,033	-0,031	0,002
taxa_envelhecimento	-0,001	0,017	0,016
demais_estabelecimentos_saude	0,000	-0,001	0,000
faculdades_medicina	-0,002	0,002	0,001
lpopulacao	-0,037	0,050	0,014
lrenda_per_capita	0,077	0,149	0,226

Fonte: Elaboração própria.

5 CONCLUSÃO

O objetivo desta pesquisa foi identificar e analisar os principais determinantes da distribuição espacial dos médicos no Estado da Bahia. Verificou-se que a preocupação em torno da concentração espacial dos médicos não é problema isolado, tendo atraído a atenção de diversos pesquisadores em âmbito internacional e nacional. Dessa forma, foi possível notar a existência de um amplo debate acerca dos fatores que exercem influência na escolha locacional dos médicos, centrado principalmente, nas decisões desses profissionais entre deslocar-se para áreas rurais ou remotas; ou permanecer em centros urbanos ou em áreas mais desenvolvidas. Também tem sido apontado que os principais fatores motivacionais que refletem na concentração dos médicos em determinadas regiões estão atrelados, principalmente, às razões de ordem pessoal, profissional e de remuneração.

Assim, para atingir os objetivos propostos, realizou-se uma análise, com base nas evidências empíricas, da distribuição geográfica e a dinâmica temporal desta, dos profissionais de medicina no Brasil e em particular, nos municípios do Estado da Bahia. Foi possível observar um cenário bastante similar em relação ao padrão de distribuição espacial dos médicos com clara indicação de que a desigualdade em sua distribuição pode ser observada nos âmbitos nacional, regional e local, em especial, nos municípios baianos. Considerando que a literatura aponta que a oferta dos serviços de saúde e a presença das faculdades de medicina são fatores que refletem na decisão locacional dos médicos, foi realizada também uma análise da distribuição espacial dos estabelecimentos de saúde e das instituições de ensino, tendo sido verificado que o padrão dessas distribuições acompanha o mesmo padrão da distribuição espacial dos profissionais de medicina, indicando a relação de influência desses fatores com a concentração geográfica dos médicos no Brasil e nos municípios baianos.

Esses resultados corroboram com o referencial teórico, o qual foi fundamentado na teoria econômica da aglomeração, uma vez que a distribuição espacial dos médicos pode ser analisada a partir dos pressupostos da economia espacial e dos determinantes espaciais que explicam a concentração da atividade produtiva no espaço.

Como estratégia empírica, foi realizado a priori, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) tanto em relação à distribuição dos médicos no Estado da Bahia, quanto em relação à oferta de serviços de saúde e à presença das faculdades de medicina. O *I* de Moran Global indicou que a presença de médicos nos municípios baianos é autocorrelacionado no espaço, tendo sido observado a presença de *clusters* e *outliers*, com municípios que possuem altos

números de médicos por mil habitantes, vizinhos de municípios com média de número de médico por mil habitantes também elevada, e vice-versa. Também foi possível verificar municípios com alto indicador de médicos por mil habitantes, rodeados de municípios com média baixa. Esses resultados corroboram com a ideia da má distribuição dos médicos como prediz a literatura.

Ainda corroborando com a perspectiva teórica de que a má distribuição espacial persiste ao longo do tempo, foi verificado a existência de concentração em relação ao incremento do números de médicos nos municípios baianos, entre os anos de 2010 e 2022, por meio do *I* de Moran Global, que indicou autocorrelação espacial positiva, bem como pelo *I* de Moran Local, o qual demonstrou como esse incremento se concentrou no espaço.

A distribuição dos estabelecimentos de saúde registou o mesmo padrão de concentração, tendo sido observado também a autocorrelação espacial positiva. Já a distribuição das faculdades de medicina apresentou autocorrelação mais fraca, sendo reflexo do baixo número dessas instituições no território baiano.

A abordagem empírica utilizada para analisar os principais determinantes da distribuição espacial dos médicos no Estado da Bahia, foi pautada na estimação do modelo espacial Durbin, o qual melhor se ajustou aos dados. Dos resultados apresentados, foi possível verificar que os fatores que exercem influenciam na distribuição espacial dos médicos, na Bahia, se comportam de modo diferente em relação aos médicos totais, clínicos gerais e especialistas. As estimações dos modelos indicaram que a quantidade de equipamentos hospitalares, leitos hospitalares, população, renda *per capita* e faculdades de medicina foram os principais determinantes da distribuição dos médicos no território da Bahia. Tais fatores são destacados pela literatura, como sendo fatores importantes de aglomeração da atividade profissional médica.

Os resultados estimados corroboram com as expectativas teóricas, demonstrando que equipamentos e leitos hospitalares é um fator de aglomeração para os médicos totais, clínicos gerais e especialistas; a quantidade de estabelecimentos de saúde revelou-se como motivo de atratividade para médicos especialistas; a presença de faculdades de medicina reflete apenas na concentração da quantidade de médicos especialistas e não de clínicos gerais; a renda *per capita* surgiu como importante determinante para os médicos totais, em especial para os clínicos gerais; e o tamanho da população apareceu como razão de decisão de escolha locacional para os médicos clínicos gerais.

Nesse sentido, a conclusão mais relevante dessa pesquisa é de que as evidências encontradas demonstram que: i) a distribuição espacial dos médicos nos municípios baianos não é equitativa; ii) essa má distribuição permaneceu ao longo do tempo de análise. Dado o exposto, estudos como este podem contribuir para o debate de formulação de políticas públicas visando atrair e fixar os médicos em áreas rurais, regiões mais carentes e de difícil acesso. Assim, considerando a identificação dos municípios e regiões com escassez de profissionais médicos, este trabalho pode contribuir para elaboração de políticas sociais e econômicas que visem reduzir as desigualdades no acesso aos serviços de saúde, alcançar uma cobertura universal acessível e melhorar a situação dos mais desfavorecidos. Por fim, é de se destacar ainda que a evidenciação empírica revela a importância da equidade no Sistema Único de Saúde (SUS), particularidade que deve ser observada para a redução das desigualdades.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, Eduardo. Econometria espacial. **Alínea**, Campinas–SP, v. 31, 2012.
- AMARAL, Pedro Vasconcelos *et al.* Spatially balanced provision of health equipment: a cross-sectional study oriented to the identification of challenges to access promotion. **International journal for equity in health**, v. 16, p. 1-13, 2017.
- AMARAL, Pedro *et al.* Distribuição espacial de equipamentos de mamografia no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, v. 19, p. 326-341, 2017.
- ANDRADE, Laíse Rezende de *et al.* Provimento e fixação de médicos na atenção primária à saúde no estado da Bahia. **Revista de Administração Pública**, v. 53, p. 505-519, 2019.
- ANSELIN, Lucas. Local indicators of spatial association – LISA. **Análise geográfica**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, Lucas. Spatial Econometrics: Methods and Models. **Springer Science & Business Media**, 1988.
- ANSELIN, Luc; BERA, Anil K. Introduction to spatial econometrics. **Handbook of applied economic statistics**, v. 237, n. 5, 1998.
- ANSELIN, Luc. Spatial econometrics. A companion to theoretical econometrics. **Hoboken NJ: Blackwell Publishing Ltd**, 2001.
- ANSELIN, Luc *et al.* **Modern spatial econometrics in practice, a guide to geoda, geodaspace and pysal**. Chicago, IL: GeoDa Press, 2014.
- BENHAM, Lee; MAURIZI, Alex; REDER, Melvin W. Migration, location and remuneration of medical personnel: physicians and dentists. **The Review of Economics and Statistics**, p. 332-347, 1968.
- ÇALIŞKAN, Zafer. Main determinants of the unequal distribution of physicians in Turkey: an empirical analysis. **International Journal of Arts and Commerce**, v. 2, n. 4, p. 47-61, 2013.
- CAMPOY, Laura Terenciani *et al.* A distribuição espacial e a tendência temporal de recursos humanos para o Sistema Único de Saúde e para a Saúde Suplementar, Brasil, 2005 a 2016. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 29, n. 2, p. e2018376, 2020.
- COOPER, James K.; HEALD, Karen; SAMUELS, Michael. Affecting the supply of rural physicians. **American Journal of Public Health**, v. 67, n. 8, p. 756-759, 1977.
- COSTA, F. H. M. *et al.* **Economias de aglomeração e crescimento regional do emprego industrial no Brasil: uma análise em painel de dados por nível de intensidade tecnológica**. [S.l.]: [S.n.], 2020.

EISENBERG, Barry S.; CANTWELL, James R. Policies to influence the spatial distribution of physicians: a conceptual review of selected programs and empirical evidence. **Medical Care**, v. 14, n. 6, p. 455-468, 1976.

ERVILHA, Gabriel Teixeira; ALVES, Frederick Fagundes; GOMES, Adriano Provezano. Desenvolvimento municipal e eficiência dos gastos públicos na Bahia: uma análise do IFDM a partir da metodologia DEA. **Encontro de Economia Baiana**, v. 9, p. 106-124, 2013.

FALCETTONI, Elena. The determinants of physicians' location choice: understanding the rural shortage. **Available at SSRN 3493178**, 2018.

FEIN, Rashi. Studies on physician supply and distribution. **American Journal of Public Health and the Nations Health**, v. 44, n. 5, p. 615-624, 1954.

FOLEY, John W. Community structure and the determinants of local health care differentiation: a research report. **Social Forces**, p. 654-660, 1977.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. **Economia espacial**. Tradução Bazán tecnologia e linguística. São Paulo: Futura, 2002.

GIRARDI, Sábado N. *et al.* **Índice de escassez de médicos no Brasil**: estudo exploratório no âmbito da Atenção Primária. Rio de Janeiro: Cepesc/IMS/UERJ; ObservaRH., 2011. p. 171-186.

GOLGHER, André Braz. **Introdução à econometria espacial**. [S.l.]: Paco Editorial, 2015.

HARA, K. *et al.* **Examining sufficiency and equity in the geographic distribution of physicians in Japan**: a longitudinal study.[S.l.]: BMJ Open., 2017.

HOLMES, Junho E.; MILLER, Deborah A. Fatores que afetam as decisões sobre locais de prática. **Medicina Acadêmica**, v. 61, n. 9, p. 721-6, 1986.

JUD, G. Donald; HARRISON, Jeffrey L. Another look at the distribution of physicians. **Review of Regional Studies**, v. 5, n. 1, p. 61-75, 1975.

JUNIOR, Admir A. B. **Tópicos Especiais de Economia XVIII**: Economia Urbana. 2014. Minas Gerais. 21 p. Notas de aula.

KUHN, Michael; OCHSEN, Carsten. Demographic and geographic determinants of regional physician supply. **Thünen-Series of Applied Economic Theory-Working Paper**, 2009.

LESAGE, James; PACE, Robert Kelley. **Introduction to spatial econometrics**. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 2009.

LOSCH, A. **The Economics of location**. New Haven: Yale University Press, 1954.

MACHADO, Carolina Silveira Rocha; LIMA, Ana Carolina da Cruz. Distribuição espacial do SUS e determinantes das despesas municipais em saúde. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 52, n. 4, p. 121-145, 2021.

MARSHALL, Alfred. **Princípios da economia**: tratado introdutório. São Paulo: Nova Cultura, 1996.

MARTIN, Ron; SUNLEY, Peter. A economia geográfica de Paul Krugman e suas consequências para a teoria do desenvolvimento regional: uma avaliação crítica. **Geografares**, n. 23, p. 5-35, 2017.

MELO, Luzia Maria Cavalcante de; SIMÕES, Rodrigo. Desigualdade econômica regional e spillovers espaciais: evidências para o nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, p. 9-24, 2011.

MYRDAL, G. **Economic theory and underdeveloped regions**. London: Duckworth, 1957.

NASSAR, Leonardo Maso; PASSADOR, João Luiz; PEREIRA JÚNIOR, Gerson Alves. Programa Mais Médicos, uma tentativa de solucionar o problema da distribuição médica no território brasileiro. **Saúde em Debate**, v. 45, p. 1165-1182, 2021.

NOGUEIRA, Priscila Tamar Alves *et al.* Características da distribuição de profissionais do Programa Mais Médicos nos estados do Nordeste, Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 2889-2898, 2016.

OLIVEIRA, Aimê *et al.* Spatial distribution of the “Mais Médicos (More Doctors) Program” and social vulnerability: an analysis of the Brazilian metropolitan regions. **Human Resources for Health**, v. 18, n. 1, p. 1-11, 2020.

PELEGRI, Maria Leticia de; CASTRO, Janice Dornelles de. Expectativa de vida e gastos públicos em saúde. **Análise Econômica**, v. 30, 2012.

PINTO, Pablo Aurélio Lacerda de Almeida. **Um estudo sobre a distribuição espacial dos médicos no Brasil**. 2015. Tese (Doutorado em economia) – PIMES, UFPE, Recife, 2015.

PÓVOA, Luciano; ANDRADE, Mônica Viegas. Distribuição geográfica dos médicos no Brasil: uma análise a partir de um modelo de escolha locacional. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n. 8, p. 1555-1564, 2006.

REIS, Breno; BIANCHI, Lorenzo; ADAMCZYK, Willian. **Médicos residentes e especialistas**: uma análise sobre a distribuição espacial no Brasil. [S.l.]: [S.n.], 2021.

SCHEFFER, M. *et al.* **Demografia Médica no Brasil 2023**. São Paulo, SP: FMUSP, AMB, 2023.

SILVA, Leandro Nunes Soares de; BORGES, Murilo José; PARRÉ, José Luiz. Distribuição espacial da pobreza no Paraná. **Revista de Economia**, v. 39, n. 3, 2013.

STRALEN, Ana Cristina Sousa Van *et al.* Percepção de médicos sobre fatores de atração e fixação em áreas remotas e desassistidas: rotas da escassez. **Physis: Revista de Saúde Coletiva**, v. 27, p. 147-172, 2017.

TYSZLER, Marcelo. **Econometria espacial**: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial. 2006. Dissertação (Mestrado em Administração Pública e Governo) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, FGV, São Paulo, 2006.

VIEIRA, Rodrigo de Souza. **A abordagem clássica de econometria espacial**. São Paulo: Editora Unesp, 2009.

WEBER, César Augusto Trinta. Dialética de uma política de provimento médico em áreas prioritárias no Brasil. **Revista da Associação Médica Brasileira**, v. 63, n. 3, p. 268-277, 2017.

WEBER, Alfred. **Theory of the location of industries**. [S.l.]: [S.n.], 1909.

WILLIS-SHATTUCK, Mischa *et al.* Motivation and retention of health workers in developing countries: a systematic review. **BMC health services research**, v. 8, p. 1-8, 2008.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **The world health report 2000**: health systems: improving performance.[S.l.]: World Health Organization, 2000.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **The Word Health Report 2010**: Health Systems Financing: The Path to Universal Coverage. [S.l.]: World Health Organization, 2010.

ZHAN, Dashun; ZHANG, Xiang. Provincial distribution and influencing factors of general practitioners in China: a spatial econometric analysis. **Chinese General Practice**, v. 22, n. 22, p. 2660, 2019.