



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

PABLO AURÉLIO LACERDA DE ALMEIDA PINTO

Um Estudo sobre a Distribuição Espacial dos Médicos no Brasil.

RECIFE
2015

PABLO AURÉLIO LACERDA DE ALMEIDA PINTO

Um Estudo sobre a Distribuição Espacial dos Médicos no Brasil.

Tese de doutorado submetida junto ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco, para obtenção de título de Doutor em Economia.

Aluno: Pablo Aurélio Lacerda de Almeida Pinto

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Tatiane Almeida de Menezes

Co-Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Roberta de Moraes Rocha

RECIFE
2015

Catálogo na Fonte

Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

P659e Pinto, Pablo Aurélio Lacerda de Almeida

Um estudo sobre a distribuição espacial dos médicos no Brasil / Pablo Aurélio Lacerda de Almeida Pinto. - Recife : O Autor, 2015.

125 folhas : il. 30 cm.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Tatiane Almeida de Menezes e Co-orientadora Prof^a. Dr^a Roberta de Moraes Rocha

Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2015.

Inclui referências.

1. Igualdade – Aspectos da saúde. 2. Acesso aos serviços de saúde. 3. Cuidados médicos – Avaliação das necessidades. I. Menezes, Tatiane Almeida de (Orientadora). II. Rocha, Roberta de Moraes (Co-orientadora). III. Título.

331 CDD (22.ed.)

UFPE (CSA 2015 –064)

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO
DOUTORADO EM ECONOMIA DE:

PABLO AURÉLIO LACERDA DE ALMEIDA PINTO

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro membro, considera o candidato Pablo Aurélio Lacerda de Almeida Pinto **APROVADO**.

Recife, 12/03/2015.

Prof. Dr^a. Tatiane Almeida de Menezes
Orientadora

Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto
Examinador Interno

Prof. Dr. Gustavo Ramos Sampaio
Examinador Interno

Prof. Dr^a. Roberta de Moraes Rocha
Co-Orientadora - Examinador Externo/UFPE-CAA

Prof. Dr^a. Adriana Falangola Benjamin Bezerra
Examinador Externo/UFPE-CCS

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer:

Aos meus pais (Paulinho e Cida) e aos meus irmãos (Paulo Augusto e Patrick), que sempre confiaram e acreditaram em minha capacidade intelectual, pelo carinho e incentivo em todos os momentos da minha vida.

À minha esposa (Luciana) e aos meus filhos (Matheus e Maria Luiza), que souberam compreender minha ausência, pelo apoio incondicional, carinho e suporte emocional necessários à conclusão deste curso.

A amiga e professora Dr^a. Tatiane Menezes, mestre dentro e fora da sala de aula, pelo excelente trabalho de orientação, por sua ajuda e incentivo em todas as fases deste trabalho e, sobretudo, pela confiança em mim depositada.

À todos os professores do doutorado que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização desta tese.

Ao PIMES, por complementar minha formação e proporcionar uma série de sentimentos que jamais havia conhecido.

Aos amigos, Cássio, Jevuks, Augusto, Rodolfo, Giuseppe, Diego, Igor, Danilo e Gibran, pelas constantes discussões e reflexões que tornou possível ascender a mais esse objetivo.

As pessoas que por falha humana não me recordo, mas que foram imprescindíveis para a realização deste trabalho.

Resumo

Esta pesquisa tem o propósito de investigar a distribuição espacial dos médicos no Brasil. Podemos destacar algumas importantes razões pelas quais a comunidade deve se preocupar com a distribuição espacial dos médicos. Na maioria dos países, os serviços de saúde são considerados um bem meritório, ou seja, existe uma questão de equidade e justiça social, principalmente em países onde o acesso à saúde é um direito constitucional e a atuação do setor público na provisão de serviços de saúde é ampla, como no caso do Brasil. Em segundo lugar, há uma estreita relação entre o acesso aos serviços médicos e o *status* de saúde de uma comunidade. Desta forma, compreender a dinâmica da localização dos médicos tornar-se fundamental para a elaboração de políticas de distribuição dos serviços de saúde. Apontamos algumas evidências empíricas da desigualdade na distribuição espacial dos médicos no Brasil, sendo apresentados fatores que interferem na distribuição dos médicos. Dentre os fatores que serão descritos, pode-se destacar: aspectos demográficos e disponibilidade de médicos, distribuição geográfica dos serviços de saúde, e concentração das escolas de medicina. Por meio dessa análise é possível concluir que a distribuição espacial dos médicos é fortemente influenciada pelos fatores expostos. A forte concentração geográfica dos profissionais e dos serviços impede a concretização dos princípios que regem o Sistema Único de Saúde (SUS), particularmente no que se refere à universalização, à integralidade e à própria descentralização. No quarto capítulo a dinâmica da distribuição espacial dos médicos foi analisada a partir das Cadeias Espaciais de Markov que visa investigar o efeito da boa e da má vizinhança no indicador do número de médicos por mil habitantes, os resultados indicam que a vizinhança afeta o indicador, constatando-se que o efeito da boa vizinhança em estimular o crescimento do indicador é maior do que o efeito da má vizinhança em retrá-lo. O quinto capítulo apresenta uma análise econômica da distribuição espacial dos médicos no Brasil, procurando avaliar os principais fatores determinantes da aglomeração da atividade médica. Utilizamos dados sobre o número de médicos em cada município brasileiro do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) de 2010. A partir do instrumental da econometria espacial, temos indicações de que o tamanho da população de um município, a sua renda *per capita*, a infraestrutura para a prática médica e a presença de faculdades de medicina são importantes fatores explicativos da concentração de médicos nos

municípios. Estes resultados são consistentes tanto para o modelo de médicos especialistas quanto para o modelo de clínicos gerais. Conclui-se que as economias espaciais influenciam significativamente a distribuição espacial dos médicos.

Palavras-Chave: Distribuição espacial dos médicos no Brasil; Cadeia espacial de Markov; Econometria espacial.

Abstract

This research has the aim of investigate the spatial distribution of physicians in Brazil. We highlight some important reasons why the community must concern with the spatial distribution of physicians. In most countries the health care services are considered a meritorious benefit, that is, there is a question of equality and social justice, especially in countries where access to health care is a constitutional right and the performance of the public sector in the provision of health care services is wide, as in the Brazil case. Second, there is a close relationship between the access to medical services and the health status of a community. Thus, understanding the dynamic of the location of physicians becomes fundamental for the development of politics of distribution of health care services. We point to some empirical evidences of the inequality in the spatial distribution of physicians in Brazil, being presented factors that affect the distribution of physicians. Among the factors that will be described, we can highlight: demographic aspects and availability of physicians, geographical distribution of health care services, and concentration of medical schools. Through this analysis it is possible to conclude that the spatial distribution of physicians is strongly influenced by the shown factors. The strong geographical concentration of professionals and services prevents the realization of the principles that govern the Unified Health System (SUS), particularly regarding to universalization, to integrality and to decentralization itself. In the fourth chapter the dynamic of spatial distribution of physicians was analyzed from the Markov's Spatial Chains which goals to investigate the effect of good and bad neighborhood in the indicator of number of physicians per thousand inhabitants, the results indicate that the neighborhood affects the indicator, verifying that the effect of good neighborhood of stimulating the growth of the indicator is bigger than the effect of the bad neighbor in retract it. The fifth chapter presents an economic analysis of the spatial distribution of physicians in Brazil, seeking to evaluate the main determinant facts of agglomeration of medical activity. We use data about the number of physicians in each Brazilian city from the National Health Facilities Cadastre (CNES) of 2010. From the tools of spatial econometrics, we have indications that the population size of a city, its per capita income, the infrastructure for medical practice and the presence of medical schools are important explanation factors for the concentration of physicians in cities. These results are consistent for both the model of medical specialist as to the

model of general practitioners. We conclude that the spatial economies significantly influence the spatial distribution of physicians.

Keywords: Spatial distribution of physicians in Brazil; Markov's Spatial Chains; Spatial econometrics.

Lista de Tabelas

Tabela 3.1 Distribuição percentual de médicos e da população, por região – Brasil – 2000 e 2010.....	35
Tabela 3.2 Relação habitante/médico, por região – Brasil – 2000 e 2010.....	36
Tabela 3.3 Distribuição percentual de médicos, por Unidade da Federação e região – Brasil – 2000 e 2010.....	36
Tabela 3.4 Relação médicos residindo nas regiões metropolitanas brasileiras pelo total de médicos no respectivo Estado e relação população residente nessas áreas pela população total do Estado – 2007 e 2012.....	39
Tabela 3.5 médicos no respectivo Estado e relação população residente nessas áreas pela população total do Estado – 2007 e 2012.....	40
Tabela 3.6 Relação médico/1.000 habitantes, por região – Brasil – 1990, 2000, 2005 e 2010...	42
Tabela 3.7 Relação médico/1.000 habitantes, por região – Brasil – 1990, 2000, 2005 e 2010...	43
Tabela 3.8 Ranking dos 10 municípios brasileiros com os maiores indicadores de médicos por mil habitantes em 2013	46
Tabela 3.9 Ranking dos 10 municípios brasileiros com os menores indicadores de médicos por mil habitantes em 2013	47
Tabela 3.10 Distribuição de estabelecimentos e profissionais de saúde, por Unidade da Federação e região – Brasil – 2012	49
Tabela 3.11 Distribuição dos estabelecimentos de saúde públicos, por região – Brasil – 2007 e 2012.....	50
Tabela 3.12 Distribuição dos estabelecimentos de saúde privados, por região – Brasil – 2007 e 2012.....	51
Tabela 3.13 Postos de trabalho médico em estabelecimentos de saúde, por região – Brasil - 2002 e 2009.....	51
Tabela 3.14 Distribuição percentual de médicos, por região – Brasil – 2000 e 2010.....	52
Tabela 3.15 Distribuição de estabelecimentos de saúde, por esfera administrativa e região Brasil – 2009.....	53
Tabela 3.16 Distribuição percentual de estabelecimentos públicos de saúde, por esfera administrativa e região – Brasil – 2009.....	53
Tabela 3.17 Evolução do número de empregos médicos nos estabelecimentos públicos sem internação, por região – Brasil – 2002 a 2009.....	54
Tabela 3.18 Distribuição das escolas médicas, por região – Brasil – 2010.....	55
Tabela 3.19 Distribuição das vagas em curso de medicina, por região – Brasil – 2001 e 2010 .	56
Tabela 3.20 Distribuição dos programas de residência médica, por região – Brasil – 1992, 2003 e 2010.....	57
Tabela 3.21 Distribuição percentual da população, do PIB, das escolas de medicina e de médicos, por Unidade da Federação e região – Brasil – 2010	58
Tabela 4.1 Matriz de transição espacial de Markov	74
Tabela 4.2 Resultados das matrizes espaciais de transição de Markov.....	76
Tabela 5.1 Análise Descritiva das Variáveis.....	81

Tabela 5.2 Percentual de médicos por grupos de municípios de acordo com o tamanho da população – 2010	83
Tabela 5.3 Médias da população, renda per capita e de hospitais por grupos de municípios com número de médicos abaixo e acima de 1	84
Tabela 5.4 Teste do Multiplicador de Lagrange para Médicos por Mil Habitantes	95
Tabela 5.5 Teste da Razão de Verossimilhança para Médicos por Mil Habitantes	95
Tabela 5.6 Análise de Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos para Médicos por mil Habitantes.....	96
Tabela 5.7 Estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM para Médicos por mil Habitantes	97
Tabela 5.8 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SDM para Médicos por mil Habitantes	99
Tabela 5.9 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SAR para Médicos por mil Habitantes	100
Tabela 5.10 Teste do Multiplicador de Lagrange para Médicos Especialistas por Mil Habitantes	101
Tabela 5.11 Teste da Razão de Verossimilhança para Médicos Especialistas por Mil Habitantes	101
Tabela 5.12 Análise de Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos para Médicos por mil Habitantes.....	101
Tabela 5.13 Estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM para Médicos Especialistas por mil Habitantes	102
Tabela 5.14 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SDM para Médicos Especialistas por mil Habitantes	105
Tabela 5.15 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SAR para Médicos Especialistas por mil Habitantes	106
Tabela 5.16 Teste do Multiplicador de Lagrange para Médicos Clínicos Gerais por Mil Habitantes.....	107
Tabela 5.17 Teste da Razão de Verossimilhança para Médicos Clínicos Gerais por Mil Habitantes.....	107
Tabela 5.18 Análise de Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes	107
Tabela 5.19 Estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes	108
Tabela 5.20 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SDM para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes	110
Tabela 5.21 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SAR para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes	111

Lista de Figuras

Figura 3.1 Médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros – 2007	45
Figura 3.2 Médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros – 2013	46
Figura 3.3 Evolução do Número de Escolas Médicas no Brasil – 1976 a 2013.....	56
Figura 4.1 Moran Local Médicos por Mil Habitantes em 2013	73
Figura 5.1 Médicos por mil habitantes no Brasil em 2010	85
Figura 5.2 População no Brasil em 2010	86
Figura 5.3 Renda per capita no Brasil em 2010	86
Figura 5.4 Hospitais por mil habitantes no Brasil em 2010	87
Figura 5.5 Leitos Hospitalares por mil habitantes no Brasil em 2010	87

Lista de Quadros

Quadro 4.1 Distribuição dos municípios em estados	62
Quadro 4.2 Exemplo da matriz espacial de transições de Markov.....	66

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1. INTRODUÇÃO	14
CAPÍTULO 2: REVISÃO DA LITERATURA	18
2.1 Política de atração de médicos para áreas rurais	23
2.2 Análise teórica da distribuição espacial dos médicos	26
CAPÍTULO 3: EVIDÊNCIAS DAS DESIGUALDADES NA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NO BRASIL	34
3.1 Aspectos Demográficos e a Disponibilidade de Médicos	34
3.2 Distribuição Geográfica dos Serviços de Saúde	48
3.3 A Concentração das Escolas Médicas	54
CAPÍTULO 4: DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE DINÂMICA A PARTIR DAS CADEIAS ESPACIAIS DE MARKOV	60
4.1 INTRODUÇÃO	60
4.2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	61
4.2.1 Testes para matriz de transição markoviana	67
4.3 DESCRIÇÃO DOS DADOS	68
4.4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	69
CAPÍTULO 5: CONDICIONANTES DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DA ECONOMETRIA ESPACIAL	77
5.1 INTRODUÇÃO	77
5.2 DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA	79
5.2.1 Distribuição dos médicos entre municípios	83
5.3 METODOLOGIA	88
5.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS	93
5.4.1 Modelos para Médicos por mil habitantes	94
5.4.2 Modelos para Médicos Especialistas por mil habitantes	100
5.4.3 Modelos para Médicos Clínicos Gerais por mil habitantes	106
6. CONCLUSÃO	113
7. REFERÊNCIAS	117

Capítulo 1. Introdução

Recentemente, um número significativo de economistas tem defendido que a melhoria da oferta e acesso aos serviços de saúde tem implicações sobre o crescimento econômico (Bloom e Sachs 1998; Gallup e Sachs 2001, Who 2001; Bloom e Canning 2005; Soares 2005, Becker *et al.*, 2005, Soares, 2006). Nos trabalhos citados, é possível identificar vários canais que ligam melhorias nas condições de saúde com aumento do produto: i. Uma população saudável tem maior disposição para o trabalho e para o estudo; ii. Boa saúde implica um maior desenvolvimento cognitivo o que eleva a capacidade das pessoas absorver conhecimento; iii. Trabalhadores saudáveis são mais produtivos; iv. A redução da mortalidade e aumento da expectativa de vida propiciam uma elevação da taxa de poupança das famílias, a fim de garantir a aposentadoria, aumentando o estoque de capital físico da economia; v. A melhoria nas condições de saúde implica numa redução da mortalidade de curto prazo, o que eleva a taxa de crescimento da população e reduz o produto *per capita*; vi. A queda na taxa de mortalidade, por sua vez, reduz a taxa de fecundidade, o que diminui a taxa de crescimento da população e eleva o produto *per capita*, compensando no longo prazo o movimento anterior.

O acesso a serviços de saúde tem impactos significativos no nível de bem estar social. Nas economias desenvolvidas e em desenvolvimento os gastos com saúde *per capita* têm crescido de forma substancial nos últimos anos (taxa média para países da OECD¹ de 3% ao ano, OECD *Health Data*, 2011). Esse crescimento é explicado, em sua maior parte, pela introdução de novas tecnologias e mudanças no perfil epidemiológico com maior prevalência de doenças crônicas o que determina o uso mais intensivo do cuidado médico. No Brasil os gastos com saúde se situam em torno de 8,4% do PIB contabilizando os gastos públicos e privados. Esse patamar é próximo da média observada para os países da OECD que em 2011 apresentaram média de gasto de 8,9% do PIB. Em valores absolutos, o gasto brasileiro é inferior à média global alcançando \$674 (seiscentos e setenta e quatro dólares) em paridade de poder de compra em 2008 (WHO, 2010) enquanto a média global é de \$790 (setecentos e noventa). No que se refere à dinâmica do setor no Brasil, os gastos com saúde como proporção do PIB têm se mantido praticamente constante nos últimos anos (IBGE, 2008). Em parte

¹ Organização para cooperação e desenvolvimento econômico.

essa relativa estabilidade se deve ao controle orçamentário do governo que freia os gastos públicos. É usual em economias com sistema de saúde predominantemente público apresentarem maior controle do crescimento dos gastos com saúde.

A implantação do Sistema Único de Saúde (SUS) no Brasil, no início da década de 1990, foi de fundamental importância para a garantia e a ampliação do acesso aos serviços de saúde. Porém essa garantia ao acesso não transcorreu de forma homogênea, primeiro, devido ao pequeno porte de grande parte dos municípios que enfrentaram dificuldades no planejamento e na organização dos seus sistemas (Médici, 2011), depois, pela distribuição espacial desigual dos profissionais de saúde em especial dos médicos e da capacidade instalada (Póvoa e Andrade, 2006; Médici, 2011).

As desigualdades no acesso aos serviços de saúde ocasionados pela carência e má distribuição espacial de profissionais de saúde, muito especialmente médicos, têm sido apontadas como um problema grave, persistente ao longo do tempo e resistente às mais variadas estratégias adotadas para o seu enfrentamento na maioria dos países do mundo. Em geral, as regiões geográficas mais isoladas e remotas e os segmentos mais pobres e desprotegidos das populações são mais vulneráveis à insegurança assistencial acarretada pela falta ou escassez de profissionais de saúde.

A distribuição espacial dos médicos afeta diretamente o bem estar social uma vez que estes são os provedores diretos dos serviços de saúde. Observa-se que mesmo que a oferta total de médicos em um país apresente uma relação médico por habitante adequada, a distribuição destes profissionais tende a ser concentrada. No Brasil a relação atual é de 1,8 médico por mil habitantes, é importante frisar que o recomendado pela Organização Mundial da Saúde (OMS) é de 1,0 (um) médico para cada mil habitantes, o número é baixo em relação a outros países, como Uruguai 3,7, Argentina 3, Estados Unidos 2,4, Alemanha 3,6, França 3,5, Espanha 4 e Portugal 3,9 (OECD Health Data, 2011). Nessa perspectiva, a distribuição espacial dos médicos tem sido objeto de estudo em vários países como Canadá (Pong e Pitblado, 1999; Pitblado e Pong, 2005), Estados Unidos (Politizer *et al.*, 1998; Rosenthal *et al.*, 2005), Chile (Goic, 1995), Portugal (Correia e Veiga, 2010), Japão (Toyabe, 2009) e Brasil (Póvoa e Andrade, 2006).

Existe uma grande desigualdade na distribuição dos médicos no Brasil. Esses profissionais estão concentrados nos Estados e nas Regiões com maior desenvolvimento econômico. Quando comparamos a participação de cada Região no total da população brasileira e a sua participação no total de médicos, notamos que apenas as Regiões Sul e

Centro-Oeste apresentam um certo equilíbrio. O Sul, possui 14,4% da população brasileira e conta com 14,9% dos médicos, o Centro-Oeste possui 7,4% da população e 7,9% dos médicos. Por outro lado, as Regiões Norte e Nordeste são as que possuem o maior descompasso entre estes percentuais. Enquanto o Nordeste possui quase 28% da população conta com apenas 17% do total de médicos, o Sudeste é a Região com maior concentração destes profissionais, possuindo 42% da população e 56% dos médicos. Esta desigualdade torna-se mais evidente quando olhamos a distribuição entre os Estados. O Rio de Janeiro, por exemplo, conta com 8% da população do Brasil e concentra 15% dos médicos. Mesmo não sendo um problema recente, ainda são poucos os estudos que procuram explicar esta distribuição desigual no Brasil.

Ao analisarmos o número de médicos por mil habitantes constatamos uma grande variação entre as Regiões brasileiras. O Nordeste apresenta 1,09, um número pouco acima do recomendado pela OMS, enquanto o Norte apresenta um número abaixo do recomendado 0,90. A Região Sudeste conta com 2,51 médicos por mil habitantes, quase o triplo do recomendado e 2,5 vezes mais que o Nordeste.

Devido aos impactos que o setor saúde pode ter sobre a economia do País, é importante analisar a recente distribuição espacial dos médicos. Estudar as tendências do desempenho da concentração espacial do profissional médico em diferentes porções do espaço geográfico significa buscar indicações sobre o comportamento futuro da oferta desses profissionais.

O objetivo da tese é analisar a distribuição espacial dos médicos no Brasil, procurando compreender os determinantes da escolha locacional e o papel das características ambientais. Nesse sentido, propõe-se a investigar algumas questões: Como os médicos escolhem onde exercer a sua atividade? Por que existem muitos médicos em determinadas áreas de um país e poucos em outras? A distribuição dos médicos mudou ao longo do tempo, quais os determinantes dessas mudanças? Existem diferenças entre as escolhas locacionais dos especialistas e clínicos gerais? Há necessidade e espaço para intervenções de políticas públicas no intuito de afetar a distribuição espacial dos médicos?. Entender os fatores que afetam a distribuição destes profissionais leva a um melhor embasamento para a formulação de políticas de atração e fixação de médicos em áreas carentes.

Além destas notas introdutórias, no capítulo 2 apresentamos uma revisão da literatura. Os quatro capítulos subsequentes compõem a tese. No capítulo 3 busca-se levantar evidências das desigualdades na distribuição espacial dos médicos no Brasil. O

capítulo 4 utiliza as Cadeias Espaciais de Markov para estimar os efeitos da proximidade de um município a uma boa ou má vizinhança no indicador do número de médicos por mil habitantes. O capítulo 5 apresenta uma análise econômica dos determinantes da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros. Por fim, finalizando a tese, são feitas as considerações finais no sexto capítulo.

Capítulo 2: Revisão da Literatura

O presente capítulo apresenta uma revisão da literatura sobre o tema da distribuição espacial dos médicos, destacando as diferentes abordagens adotadas e as políticas propostas. Em seguida, a distribuição dos médicos é analisada à luz dos argumentos da Economia Espacial.

Wanzeried e Nocera (2008) destacam que a distribuição espacial dos médicos pode ser estudada analisando o seu processo de escolha locacional. Hancock *et al.*, (2009) afirmam que os estudos sobre a distribuição espacial dos médicos têm se concentrado, sobretudo, na dicotomia rural-urbana, objetivando investigar os fatores que influenciam na decisão do médico em ir para áreas rurais ou permanecer em centros urbanos, e na elaboração de políticas que proporcionem os incentivos adequados para atrair e reter médicos em áreas rurais.

A escolha de praticar em uma pequena cidade é mais provável em cidades com tamanhos semelhantes aquelas aonde o médico foi criado (Kazanjian e Pagliccia, 1996; Cooper *et al.*, 1977; Leonardson *et al.*, 1985; Schwartz e Cantwell, 1976). Para Easterbrook *et al.* (1999), médicos que cresceram em comunidades rurais são 2,3 vezes mais propensos a escolher praticar em uma comunidade rural logo após a graduação do que aqueles provenientes de centros urbanos. Este resultado por estar associado ao desejo dos médicos de criar sua família em um ambiente similar ao que cresceram.

O trabalho de Cooper *et al.*, (1977) para os Estados Unidos, classifica os médicos de acordo com a sua proveniência (rural ou urbana) e as suas considerações sobre o local onde atuar após a formatura com base em um questionário enviado sete anos após a graduação. Os médicos foram classificados em quatro grupos: (i) aqueles que consideram apenas a localização urbana e optaram por atuar em áreas urbanas; (ii) os que consideraram ambas as localizações e acabaram escolhendo a urbana; (iii) os que consideraram ambas as localizações e acabaram escolhendo a rural; e (iv) os que apenas a localização rural e optaram por ela.

Os autores indicam que a maioria dos programas para atrair médicos para áreas rurais havia sido planejada para aumentar o grupo (iii) às expensas do grupo (ii). Entretanto, apenas uma parcela do grupo (ii) é susceptível a estes tipos de programas. Desta maneira, os autores sugerem como política afirmativa, a focalização no aumento

do número de alunos provenientes de áreas rurais (que, de acordo com o modelo apresentado pelos autores, mostrou-se eficiente).

Os resultados encontrados em Chomitz *et al.* (1998) dão suporte à proposta de Cooper *et al.* (1977). Para os autores, a melhor maneira de aumentar o número de médicos em áreas remotas² é aumentando o número de estudantes de medicina provenientes destas áreas através de bolsas e de assistência ao estudo preparatório pré-universitário³. No trabalho de Schawartz e Cantwell (1976), 16,7% dos médicos que participaram de algum programa de treinamento supervisionado em uma outra localidade, indicaram que o programa exerceu alguma influência em sua decisão locacional. Easterbrook *et al.* (1999) destacam que vários estudos têm mostrado que experiências em localidades rurais durante a graduação, ou durante os programas de residência, apresentam-se como um importante componente na decisão em praticar em áreas rurais.

Estes estudos também puderam avaliar os fatores que dificultam a ida de médicos para áreas rurais. O isolamento profissional foi um dos principais fatores destacados, refletindo uma preferência pela prática em grupo (Cooper *et al.*, 1977; e Leonardson *et al.*, 1985 e Bussato *et al.*, 2009). Desta forma, a falta de perspectivas de estabelecimento da prática em grupo em áreas rurais tem contribuído para a desigual distribuição dos médicos.

Outro importante fator destacado é a influência do cônjuge, apontada em alguns estudos como sendo o principal fator na escolha locacional dos médicos. A falta de oportunidades profissionais para o cônjuge, especialmente aqueles que possuíam níveis mais elevados de escolaridade, foi considerado um fator crítico em não escolher pequenas comunidades para atuar (Holmes e Miller, 1986; Leonardson *et al.*, 1985; Hancock *et al.*, 2009). Holmes e Miller elaboraram um questionário contendo vinte e seis fatores dos quais os médicos deveriam escolher três que consideravam como os mais importantes em sua decisão locacional. Os resultados apontaram uma influência do cônjuge como sendo o fator mais vezes destacado como importante, seguido pela oportunidade de prática em grupo e proximidade de onde exerceu treinamento médico, ficando a renda potencial apenas em sexto lugar.

² A preocupação de alguns estudos é, não só atrair médicos para áreas rurais, como também, para pequenas comunidades distantes dos centros urbanos.

³ Newhouse *et al.* (1982), apesar de concordarem que a mudança das características dos estudantes de medicina (com relação à proveniência) pode afetar as escolhas locacionais, ressaltam que não é possível estimar a amplitude deste efeito a partir das relações observadas entre a escolha locacional e o local de criação.

Schwartz *et al.* (1980), em um estudo sobre a distribuição de médicos especialistas nos Estados Unidos, partiram da hipótese de que os médicos escolhem o local de prática de forma a satisfazer, por um lado, as suas preferências pessoais de renda, os médicos escolhem localizar-se em comunidades onde a demanda por seus serviços é relativamente alta. Mesmo se todas as áreas fossem igualmente atrativas em termos de renda, ainda assim haverá desigualdade na distribuição porque as áreas são diferentes e possuem atributos específicos.

Os autores ressaltam que houve um aumento no percentual no número de médico especialistas maior nas pequenas cidades do que nos centros urbanos entre 1960 e 1977. Segundo o modelo, os resultados sugerem que o aumento da oferta de médicos especialistas no período havia ativado as forças de mercado, ocasionando mudanças na distribuição geográfica destes profissionais. Isto indica que as pequenas cidades irão possuir médicos especialistas a medida em que o número de especialistas aumente. Contudo, certas cidades, por serem muito pequenas, não podem, nem devem possuir certos tipos de especialistas, pois estariam incorrendo em perdas de economias de escala.

Segundo Brown (1993), os médicos se localizam de forma a maximizar a sua renda e respondem às forças de competição espaciais ao escolherem o local onde praticar. O modelo de Brown, todavia, não considera economias de escala, ou seja, a distribuição dos médicos é proporcional ao aumento do seu número. Dessa forma, o modelo explica a distribuição espacial dos médicos, mas não explica a aglomeração destes profissionais em certas localidades.

Kralj (2001) destaca que a distribuição espacial dos médicos é resultado das forças de mercado e das intervenções do governo. O autor estuda a distribuição dos médicos em Ontário no Canadá e aponta que nada afeta mais a decisão de localização dos médicos do que a especialização. Quanto mais especializado for o médico⁴, menos ele estará propenso a se localizar em uma pequena comunidade. Desta maneira, para Kralj, a tendência ao aumento da especialização entre os médicos tem sido o fator que mais contribuiu para a desigual distribuição espacial dos mesmos no Canadá nas últimas décadas.

⁴ De acordo com Kralj (2001), um típico neurocirurgião requer uma base populacional de, aproximadamente, 100 mil habitantes para obter um equilíbrio (viabilidade) profissional e econômico.

De acordo com os modelos de competição espacial, quando aumenta a densidade de médicos nos grandes centros urbanos, começa a ocorrer um efeito de “gotejamento” (*trickle-down*) de médicos para as pequenas cidades, principalmente vizinhas.

Como apontado em Rosko e Broyles (1988), a teoria econômica sugere que a escolha locacional é influenciada por diferenças nos ganhos líquidos entre as regiões. Desta maneira, *ceteris paribus*, espera-se que médicos sejam atraídos para mercados onde os ganhos líquidos sejam mais elevados e que o aumento da quantidade de médicos em uma localidade tende a reduzir os ganhos líquidos devido ao aumento da competição.

Rimlinger e Steele (1963) destacam que a taxa de médicos *per capita* aumenta com a renda do local e que, se ocorrer uma equalização regional da renda *per capita*, a desigual distribuição espacial dos médicos será suavizada. Uma das implicações dos modelos desenvolvidos por Rimlinger e Steele é que um aumento na oferta de médicos, não necessariamente, levará a uma melhora na sua distribuição espacial, podendo ocorrer um aumento no número de médicos em áreas de escassez, mas o aumento será ainda maior em áreas onde já existe grande oferta.

Benham *et al.* (1968) estudaram a distribuição dos médicos associando-a à distribuição da população em alguns Estados dos Estados Unidos. Para os autores, assim como para Rimlinger e Steele, a renda *per capita* do Estado aparece com um importante fator na decisão locacional do médico.

Machado (1997), Bittar (1999) e Arruda (2001) também apontam o fator econômico como decisivo na análise da distribuição dos médicos no Brasil. Segundo os autores um dos aspectos mais debatidos nas políticas de recursos humanos em saúde refere-se à alta concentração de médicos em regiões mais desenvolvidas e, conseqüentemente, à insuficiência destes profissionais nas regiões mais carentes do país, o baixo poder aquisitivo da população do Nordeste tem impedido uma maior fixação dos médicos na região, certamente o principal fator que vem impedindo uma distribuição mais equitativa dos médicos no território nacional é a concentração regional da renda. Fica claro que as desigualdades socioeconômicas são os principais fatores impeditivos de uma adequada distribuição de profissionais de saúde e médicos, em nível do território nacional.

Entretanto, como as localizações geográficas não são igualmente atrativas, ou seja, cada uma oferece uma combinação diferente de benefícios não pecuniários (ou

amenidades), o papel dos fatores econômicos, ainda que importante, pode não ser predominante na decisão locacional.

Entre as variáveis que determinam a escolha locacional dos médicos, vários estudos destacam uma forte influência do local onde o médico recebeu seu treinamento, ou seja, onde fez a graduação, (Cooper *et al.*, 1972 e 1977; Kristiansen e Forbe, 1992; Scheffler, 1971; Burfield *et al.*, 1986; Póvoa e Andrade, 2006; Watson, 1980). Estes trabalhos mostram que os médicos tendem a atuar nas áreas onde receberam o seu treinamento médico ou em áreas com características semelhantes devido, principalmente, ao contato já estabelecido com familiares, amigos, colegas de profissão e afinidades com o local. Os trabalhos de Cooper *et al.* (1972 e 1977) e Kristiansen e Forbe (1992) destacam que médicos que fizeram graduação em áreas urbanas tendem a se localizar nestas áreas ao invés de irem para localidades periféricas.

É justamente por causa desta tendência que, em alguns países (Estados Unidos e Inglaterra, por exemplo) a abertura de novos cursos de medicina tem em conta as necessidades das regiões. A evidência da associação entre a localização de médicos e a presença da universidade pode ainda ser explicada pelo fato dos hospitais universitários serem atrativos para os médicos, em particular pela sua maior dotação tecnológica e pela difusão mais rápida do conhecimento.

A literatura internacional tem apontado o local de residência médica como um fator importante na decisão locacional dos médicos (Burfield *et al.*, 1986; Cooper *et al.*, 1972 e 1977; Holmes e Miller, 1986; Kristiansen e Forbe, 1992; Leonardson *et al.*, 1985; Scheffler, 1971; Watson, 1980). Estes estudos mostram evidências empíricas confirmando o fato de que o número de médicos em um local está estritamente correlacionado com o número de vagas em programas de residência médica oferecidas neste local.

Scheffler (1971), em um estudo sobre a distribuição dos médicos nos Estados Unidos, mostra a existência de uma correlação positiva entre o número de vagas *per capita* em programas de residência em um Estado e o número de médicos que praticam neste Estado. Burfield *et al.* (1986) também analisam os efeitos do local de treinamento na distribuição dos médicos. Seus resultados mostram que a probabilidade de um médico vir a praticar onde recebeu seu treinamento médico é maior nas fases mais avançadas de sua educação médica, ou seja, quando o médico está fazendo residência (ou especialização médica) neste Estado.

Estes resultados obtidos na literatura são verificados para o caso brasileiro. Pinto e Machado (2000), em um estudo sobre a migração de médicos em busca de especialização, destacam que os médicos tendem a permanecer no local onde realizaram sua residência médica, independentemente de serem ou não naturais do local. O Estado de São Paulo, além de ser o principal pólo de chegada de migrantes segundo a formação, configura-se como o local de moradia e trabalho da maior parte destes, ou seja, após a conclusão da residência médica, cerca de 60% desses migrantes não retornam ao seu Estado natal, fixando-se, assim, neste Estado. A situação é idêntica no Distrito Federal, onde mais da metade destes migrantes permanecem quando terminam a residência.

O aumento da oferta de médicos e o conseqüente aumento da competição no mercado de trabalho, poderão alterar o padrão de localização destes profissionais devido a ativação das forças de mercado. Alguns estudos têm mostrado que as forças competitivas são predominantes na localização dos médicos (Newhouse *et al.*, 1982; Wanzeried e Nocera, 2008; Schwartz *et al.*, 1980; Williams *et al.*, 1983; Basu e Rajbhandary, 2006). De acordo com estes autores, quando uma região alcança certo nível de densidade de médicos, o efeito competição torna-se dominante, fazendo com que os médicos tenham que se localizar em áreas menos aglomeradas.

2.1 Política de atração de médicos para áreas rurais

Se o mercado fosse perfeitamente competitivo, a concentração de médicos – e o aumento da concorrência – diminuiria os ganhos dos médicos nas regiões mais populosas e tornaria as áreas rurais mais atrativas. No entanto, existe consenso em torno da ideia de que o mercado de cuidados médicos está longe de ser perfeitamente competitivo. A localização dos médicos resulta de um processo de escolha individual de maximização da utilidade que, à princípio, não dá garantias de gerar uma distribuição espacial coincidente com a socialmente desejável.

Alguns autores têm afirmado que o mercado não é competitivo pela capacidade que os médicos têm de gerar a sua demanda (Rice e Labelle, 1983; Evans, 1974). O argumento é que, se os médicos forem capazes de induzir a demanda e evitar que os seus rendimentos caiam em resultado do aumento da concorrência, podem continuar a

localizar-se em áreas muito competitivas. Neste sentido, políticas de abertura de serviços de saúde ou de aumento do número de médicos podem ser ineficazes. Este argumento de falha de mercado tem suscitado políticas de intervenção e incentivos, em países como Canadá e os Estados Unidos (Kralj, 2001; Pong e Pitblado, 2005; Bolduc *et al.*, 1996 e Rosenthal *et al.*, 2005). No Brasil, a ausência destas políticas de incentivos ao deslocamento de médicos para as regiões menos populosas é também uma das principais causas da desigualdade na saúde e um dos principais problemas do SUS (Medici, 2011).

Os estudos sobre a decisão locacional e a distribuição dos médicos apontam uma tendência destes profissionais a se concentrarem em algumas áreas. Assim, dada a importância do acesso aos serviços médicos para a saúde de uma comunidade, vários trabalhos apresentam propostas de políticas para a distribuição espacial dos médicos.

Kralj (2001) destaca que a preocupação com a distribuição dos médicos no Canadá não é recente. O *Underserviced Areas Program* (UAP) foi originalmente estabelecido em 1969 e fornece bolsas de incentivos de \$ 40.000 no período de quatro anos para o médico que se estabelecer em uma designada área onde haja escassez de médicos⁵. Apesar das políticas de distribuição de médicos no Canadá, a situação, particularmente em Ontário, tornou-se mais desigual na década de 1990⁶.

Cooper *et al.* (1972) apontaram a preocupação do governo dos Estados Unidos em atrair médicos para áreas rurais já na década de 1970. O *Comprehensive Health Manpower Training Act* de 1971 autorizou bolsas para escolas de medicina que estabelecessem projetos de identificação e aumento do número de estudantes que estivessem dispostos a praticar em áreas rurais ou em áreas que apresentassem escassez de médicos. Os autores chamam a atenção para o fato de que a legislação não continha informações sobre como identificar este tipo de estudante.

Em um trabalho subsequente, Cooper *et al.* (1977) sugerem que uma política de aumento do número de médicos em áreas rurais deve buscar elevar o número de estudantes de medicina que sejam provenientes destas áreas. Esta mesma política também é proposta em Chomitz *et al.* (1998) e Hurley (1990) em uma análise para as áreas remotas da Indonésia e dos Estados Unidos. Os autores apontaram a existência de incentivos financeiros oferecidos aos médicos que se dispõem a praticar em áreas

⁵ O autor destaca que faz vinte anos que este valor não é reajustado, o que tem ocasionado uma queda no seu valor real e na eficácia em atrair médicos.

⁶ Kralj aponta a tendência à especialização como principal causa da piora na distribuição dos médicos.

remotas. Contudo como existem oportunidades de ganhos suplementares nos centros urbanos, o diferencial de renda torna-se pequeno, atraindo poucos médicos para as áreas de escassez. Tendo em vista estas dificuldades, uma alternativa seria a combinação de incentivos financeiros com reduções do período de serviço compulsório⁷.

Outros estudos apontam o isolamento profissional como sendo um fator que dificulta a ida pra áreas rurais (Cooper *et al.*, 1972; Cooper *et al.*, 1977; Leonardson *et al.*, 1985). Desta forma, uma política de atração de médicos para estas áreas seria a formação de grupos, que também poderia ser combinada com a garantia de educação continuada.

De acordo com as simulações realizadas por Brown (1993), com base em um modelo de competição espacial, uma política de incentivos financeiros para atrair médicos para áreas rurais é tecnicamente factível, contudo, muito dispendiosa. Desta maneira, o autor propõe outras formas de políticas, como a criação de uma ampla e efetiva rede de ambulâncias para levar os pacientes para perto dos médicos.

Yang (2003), em uma análise para o Canadá, aponta um limitado papel para os incentivos financeiros como política única de atração de médicos para áreas remotas. O autor identifica outros pontos onde a política pode exercer melhor influência, como garantia de emprego para o cônjuge e qualidade de educação para os filhos. Em seu trabalho, Yang também ressalta a importância de se informar e divulgar estas políticas e programas de incentivos aos médicos urbanos.

A análise dos estudos sobre a distribuição espacial dos médicos e dos fatores que influenciam na sua escolha locacional indica um papel limitado para os incentivos financeiros como política de atração de médicos para áreas rurais. Parece razoável propor um pacote de incentivos que incorpore tanto os financeiros quanto a possibilidade de educação continuada, prática em grupo, garantia de trabalho para o cônjuge e qualidade de educação para os filhos (Jacobsen e Levin, 1997, 2000; Pixley, 2008; McDonald e Worswick 2012).

Do ponto de vista das políticas públicas, conhecer os determinantes da localização dos médicos é importante, na medida em que a evidência empírica sugere que os mecanismos de mercado podem ser insuficientes.

⁷ O serviço compulsório dos graduados em medicina é uma característica institucional da Indonésia.

2.2 Análise teórica da distribuição espacial dos médicos

O objetivo desta seção é analisar a distribuição espacial dos médicos a partir dos argumentos da Economia Espacial, procurando identificar os principais fatores de aglomeração da atividade médica.

As unidades prestadoras de serviços médicos em um município (hospitais, unidades ambulatoriais, etc.) atendem não apenas aos habitantes do município, mas também à população dos municípios vizinhos, constituindo áreas de mercado (ou de atendimento) que dependem da proximidade aos demais municípios. É possível que a vizinhança afete a distribuição espacial dos médicos em regiões ou municípios, devem existir, portanto, mecanismos de transmissão desses efeitos.

Em primeiro lugar, apresentamos uma revisão da literatura acerca da Economia Espacial. Em seguida, tratamos brevemente da localização das unidades prestadoras destes serviços e da diferença entre os determinantes da oferta pública e privada dos médicos, apresentando alguns fatores locais⁸ importantes para cada caso. Por fim, são identificados os principais fatores de aglomeração dos médicos.

2.2.1 Economia espacial

Marshall (2005) foi o primeiro a tentar formalizar a concentração das atividades econômicas. O conceito de economias externas foi introduzido pelo autor ao discutir as vantagens de se produzir em um distrito industrial, como o de cutelaria em Sheffield na Inglaterra. Marshall tratou da concentração de indústrias especializadas em determinados locais e discorreu sobre as vantagens de existirem aglomerações industriais. A divisão do trabalho seria o principal fator para o crescimento da economia, da eficiência e o progresso tecnológico, com efeitos estendidos para todas as atividades produtivas. As vantagens decorrentes de um aumento na escala de produção da região podem ser classificadas como economias externas, dependentes do

⁸ O fator locacional é um ganho, uma redução de custos que a atividade econômica obtém quando se localiza em um determinado ponto do espaço geográfico em detrimento de um outro qualquer.

desenvolvimento geral da indústria, e economias internas, dependentes da administração e dos recursos usados pelas firmas.

Marshall apresentou três motivos principais pelos quais os produtores podem achar vantajoso localizar-se próximo a outros da mesma indústria. Primeiro, uma indústria espacialmente concentrada é capaz de gerar demanda suficiente para permitir o estabelecimento de fornecedores de insumos especializados, criando um ambiente favorável à terceirização das atividades produtivas e à redução dos custos, tanto pela maior disponibilidade de infraestrutura local como pela acessibilidade ao mercado de crédito. Segundo, a concentração geográfica de atividades gera uma atmosfera econômica, industrial e social que facilitaria a dispersão de informação com maior rapidez. Terceiro, na medida em que várias firmas empregam funcionários com qualidades semelhantes, gera-se um *pool* no mercado de trabalho que maximiza as oportunidades de casamento de emprego entre os trabalhadores e as firmas. Por um lado, além da maior rapidez em acumular capital humano, os trabalhadores diminuem o tempo de procura de emprego e têm menos chances de desemprego. Por outro, as firmas têm maior facilidade para encontrar funcionários disponíveis que atendam seus requisitos.

As análises mais recentes sobre aglomeração, porém, tendem a seguir a proposição de Hoover (1936; 1937; 1948), em que os elementos das vantagens comparativas podem ser divididos em três grupos: i) economias de escala, que ocorrem internamente à firma, devido à redução do custo unitário de produção em razão do aumento de sua escala em dado local e ao aumento da eficiência na relação produção-custo em atender um grande mercado, ii) economias de localização, que ocorrem para todas as firmas de uma mesma indústria em determinado local, devido à redução do custo unitário da firma por causa do aumento da produção agregada dessa indústria no espaço e iii) economias de urbanização, que ocorrem para todas as firmas das diversas indústrias em certa localidade, devido à redução do custo unitário de produção por causa das vantagens relacionadas ao aumento e à diversidade das atividades econômicas dessa região.

Essas teorias não foram muito desenvolvidas devido à dificuldade analítica em modelar os retornos crescentes, marginalizando a introdução do componente geográfico na literatura econômica. Mills (1972) mostra que para explicar as economias de aglomeração é necessário introduzir atividades produtivas com retornos crescentes, o que, aliado ao custo de transporte, conseguem descrever a disposição geográfica das

atividades econômicas. Dixit e Stiglitz (1977), Krugman (1991b) e Fujita *et al* (1999) renovaram o interesse nesta área, desenvolvendo modelos que introduzem externalidades, retornos crescentes de escala e competição espacial imperfeita.

Surge então uma nova vertente na teoria. Fujita *et al.*, (1999) definem a geografia econômica como o estudo de onde as atividades econômicas e a concentração populacional ocorrem e suas causas. A aglomeração é consequência de um agrupamento da atividade econômica, criada e sustentada por um lógica circular. Assim, a configuração espacial das atividades econômicas é resultado de duas forças opostas: a força centrípeta, que trabalha para acentuar a aglomeração espacial, e a força centrífuga, estimulando a dispersão das atividades. A literatura de Economia Espacial discute modelos de escolha locacional com retornos crescentes e estruturas de mercado imperfeitamente competitivas. Ela atribui a diferença geográfica do crescimento aos retornos crescentes localizados, frutos das aglomerações espaciais das atividades econômicas especializadas e das economias externas.

Segundo Combes *et al.* (2005), os microfundamentos para os retornos locais crescentes baseiam-se em três mecanismos principais: *sharing* (quanto maior o tamanho do mercado, mais diluído ficam os custos fixos); *matching* (grandes mercados aumentam a probabilidade de casamento entre os agentes econômicos); e *learning* (maior frequência de interação entre agentes em ambientes mais densos). As forças que estimulam a localização da indústria também são capazes de promover a acumulação de capital físico e humano (Baldwin; Martin, 2004).

Gardiner *et al.* (2004) argumentam que as externalidades são localizadas e atuam dentro de um limite geográfico, seja por influência das condições socioculturais locais, das estruturas políticas e institucionais ou de práticas dos agentes que favoreçam a localização das economias externas. Ellison e Glaeser (1997) afirmam que a aglomeração podem ser resultado de vantagens naturais comuns entre as firmas ou de efeitos de *spillover*. No entanto além disso, as aglomerações ainda podem ocorrer devido às externalidades Marshallianas, já discutidas. Estes fatores caracterizam as definições dadas por Hoover (1937) sobre economias de escala (internas à firma), de localização (internas ao setor) e de urbanização (internas à área urbana).

As economias de localização, segundo a definição de Thisse (2000), são externalidades que afetam as firmas pertencentes ao mesmo setor e são caracterizadas pelas vantagens da firma em se localizar próxima a concentração de outras firmas da mesma indústria. Essas vantagens podem ser geradas, entre outros fatores, por um

mercado fornecedor desenvolvido, pela infraestrutura necessária para atender as empresas e pela criação de um mercado de trabalhadores especializados. Se as firmas que demandam trabalhadores especializados são dispersas pelo espaço, quando houver um aumento da demanda, encontrarão dificuldades em contratar trabalhadores. Mas, se as firmas de uma mesma indústria se concentrarem, é mais provável que os trabalhadores disponibilizados por uma firma sejam contratados por outra. Há vantagens também para os trabalhadores, pois estes reduzem o tempo de desemprego, há menor flutuação na taxa de salário e, em geral, os custos de transação são diminuídos (Krugman, 1991). Wheaton e Lewis (2002) estudaram os salários por ocupação e por indústria. Encontraram um efeito grande e significativo nos ganhos de salário para os trabalhadores nas cidades com grande parcela de emprego na mesma ocupação ou indústria. A disponibilidade de insumos e serviços especializados também é uma externalidade das economias de localização, uma vez que a concentração de uma indústria pode suportar a instalação de fornecedores especializados, estimulando a eficiência da indústria.

As economias de urbanização surgem tanto pelo tamanho total da produção em dada região quanto pela diversidade da aglomeração urbana. Áreas urbanas maiores tendem a proporcionar mais tipos de atividades. Os benefícios para as firmas ocorrem como consequência da facilidade no acesso a serviços financeiros, jurídicos e a profissionais especializados, além de estimular a transferência de informações interindustriais e disponibilizar melhor infraestrutura de transporte e comunicação. A heterogeneidade das atividades aumenta a utilidade dos consumidores ao oferecer uma maior cesta de bens locais. Bostic *et al.*, (1997) e Garcia e McGuire (1993) concluem que a diversidade nas atividades econômicas provoca maiores níveis de crescimento econômico.

Rice *et al.* (2006) concluíram que a proximidade com a massa econômica, ou seja, locais com áreas urbanas grandes e densas, pode influenciar positivamente a produtividade do trabalhador britânico. Para Ciccone e Hall (1996), a produtividade aumenta com a disponibilidade de variedades dos bens intermediários e, neste sentido, áreas mas densas tendem a apresentar maior diversidade. Há que considerar, entretanto, que os benefícios da concentração podem ser amenizados pelo aumento dos efeitos de congestionamento, causados pela competição entre as firmas, aumento nos custos de transporte e uso da infraestrutura em geral.

No que segue, esses possíveis efeitos espaciais serão introduzidos na análise, buscando-se avaliar em que medida estão presentes na distribuição espacial dos médicos no Brasil e qual a sua importância.

As economias de urbanização medem os benefícios da concentração de diversas atividades econômicas. Em geral, este efeito é captado por alguma medida de grandeza populacional concentrada geograficamente. Uma forma que buscamos para captar os efeitos das economias de urbanização foi por meio da escala populacional do município.

2.2.2 Localização e oferta dos serviços médicos

A análise da localização dos médicos requer o estudo da localização das unidades prestadoras de serviços de saúde, que são as contratantes do trabalho médico. Isard *et al.*, (1998) destacam que os mesmos princípios que governam a localização das indústrias podem ser aplicados ao estudo da localização dos serviços (em particular, aos serviços de saúde). Esses princípios são: (i) acesso às fontes de insumo (material hospitalar, gás hospitalar, etc.); (ii) acesso aos mercados; e (iii) escala de operação da unidade de produção (hospital, unidade ambulatorial, clínicas médicas, etc.) e economias de aglomeração. Os autores apontam que, em geral, o acesso aos mercados, a escala de operação, a localização e as economias de urbanização são os fatores mais importantes.

Como o mercado é um dos fatores cruciais, é importante levar em conta a sua extensão espacial. O tamanho da população atendida determina, em grande parte, as economias de escala obtidas pela unidade prestadora de serviços de saúde, seja ela de natureza pública ou privada.

Para analisar os determinantes da oferta de médicos no Brasil, é preciso destacar que o sistema de saúde brasileiro caracteriza-se pela participação dos setores público e privado no financiamento e na provisão de serviços de saúde. Desta maneira, existem na lógica da oferta de médicos entre unidades prestadoras de serviços de saúde públicas e privadas.

O setor público atua na oferta de médicos em um município por meio das três esferas governamentais: Federal, Estadual e Municipal. O número de médicos

oferecidos pelo governo local em um dado momento é resultante da conjunção de três principais fatores: (i) escala populacional do município⁹; (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.

O tamanho da população de um município é fundamental não só para garantir a viabilidade econômica da contratação de certos serviços médicos (na forma de uma demanda adequada que não resulte em capacidade ociosa), como também pode implicar em economias de escala¹⁰. No caso das contratações por parte dos governos Federal e Estadual, a escala populacional do município (e dos municípios vizinhos) torna-se um fator locacional importante, pois, dada a escassez de recursos, é preciso atender o máximo de pessoas possível.

As contratações e investimentos em saúde, por parte do governo municipal, dependem diretamente do volume de recursos que o município obtém com a arrecadação local e com os repasses estaduais e federais. Dependem também da importância dada ao setor de saúde pelos governantes (prefeitos). Neste caso, inclui-se o comportamento *free rider*, ou seja, o governo local, ao procurar alocar de maneira mais eficiente os recursos disponíveis, pode decidir investir menos no setor de saúde devido ao fato dos municípios vizinhos possuírem melhor estrutura e serem capazes de atender a população de seu município.

O setor privado escolhe o local onde ofertar serviços de saúde e, conseqüentemente, o número de médicos, de forma a maximizar seus ganhos. Destacamos os seguintes fatores como sendo os mais importantes na oferta privada de médicos em um município: (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.

O tamanho do município age da mesma forma com no caso do setor público. Entretanto, a escala populacional e a proximidade dos municípios vizinhos passam a exercer uma forte atração sobre a atividade médica privada, que escolhe localizar-se em municípios onde pode atender à demanda local e à dos vizinhos.

A renda *per capita* em um município é um indicador do poder de consumo da população e está associada a um lucro potencial maior. A disponibilidade de mão de

⁹ Para contratações dos governos Federal e Estadual também é importante considerar a população dos municípios vizinhos.

¹⁰ Redução do custo unitário com o aumento do número de atendimentos.

obra é um fator crucial na decisão locacional das unidades privadas prestadoras de serviços médicos. Estas unidades podem contratar médicos a custos menores e até selecionar pela qualidade em municípios que possuem mais médicos.

Podemos notar que a falta de alguns fatores que agem atraindo a atividade privada (como renda e disponibilidade de mão de obra) é, em muitos casos, a razão para a intervenção do governo, principalmente Federal e Estadual. Um exemplo é o Programa de Interiorização do Trabalho em Saúde (PITS) que tem como objetivo atrair médicos e enfermeiros para áreas carentes de serviços de saúde e com certas características epidemiológicas. Estas são localidades onde o setor privado não possui condições econômicas de ofertar empregos médicos.

2.2.3 Fatores de aglomeração da atividade médica

Identificados os que parecem ser os principais fatores que explicam a oferta de médicos em um município (tanto pelo setor público quanto pelo privado), tentaremos compreender a existência de concentrações de médicos em alguns municípios.

Segundo Fujita *et. al.* (1999), a concentração de atividades em um local surge por causa de alguma economia de aglomeração devido à presença de fatores aglomerativos neste local. Estes fatores geram economias de escala internas e externas às unidades prestadoras de serviços médicos pela proximidade a outras unidades de produção auxiliares, melhores comunicações com o mercado e outros fatores que reduzem o custo unitário de produção.

No caso da atividade médica, o tamanho da população do município é um dos principais fatores de aglomeração, pois a demanda potencial é diretamente proporcional ao número de habitantes, e isto tende a gerar economias de escala. Outro fator aglomerativo importante tende a ser a presença, em certos centros urbanos, de firmas fornecedoras de equipamentos e materiais hospitalares e prestadoras de serviços auxiliares à atividade médica, que contribuem para a redução do custo unitário da prestação de serviços médicos.

Por fim, o terceiro fator aglomerativo, é a existência de grandes hospitais no município (como os universitários), que atraem clínicas médicas para a sua

proximidade, onde os médicos podem dedicar parte de seu tempo no hospital e parte nas clínicas, minimizando o seu custo de transporte e maximizando o tempo de trabalho e os seus rendimentos (Knaap, 1989). Este fator gera a possibilidade de uma maior comunicação entre os profissionais que, em geral, resulta na formação de um complexo hospitalar.

Capítulo 3: Evidências das Desigualdades na Distribuição Espacial dos Médicos no Brasil

O presente capítulo pretende apontar algumas evidências empíricas acerca da distribuição espacial dos médicos entre as Grandes Regiões, os Estados e os municípios brasileiros. Sendo apresentados fatores que interferem na distribuição dos médicos. Dentre os fatores que serão descritos, pode-se destacar: aspectos demográficos e a disponibilidade de médicos, distribuição geográfica dos serviços de saúde e a concentração das escolas de medicina.

3.1 Aspectos Demográficos e a Disponibilidade de Médicos

O objetivo da presente seção é apontar algumas evidências empíricas acerca da má distribuição espacial do médico levando-se em consideração os aspectos demográficos e a oferta de médicos. O primeiro passo para a identificação de áreas com escassez de força de trabalho em saúde é a delimitação do espaço geográfico e da população alvo. Em geral uma área geográfica é definida como unidade de análise pelo fato de conter em seus limites um grau razoável de auto-suficiência (real ou desejável normativamente) para a produção e o consumo dos serviços de saúde. Observaremos inicialmente a distribuição espacial dos médicos entre as Grandes Regiões do Brasil, logo em seguida nos Estados e por fim entre os municípios.

Observa-se, na tabela 3.1, que no ano 2000, cerca de 76% dos médicos do país concentravam-se nas regiões Sudeste e Sul, embora nelas residissem aproximadamente 58% da população. A região Norte, que já comportava cerca de 7,6% da população total contava com apenas 2,3% dos médicos disponíveis. A mesma relação de precariedade é constatada na região Nordeste, que com 28% da população brasileira, dispunha de pouco mais de 16% dos médicos disponíveis no país. Apenas as regiões Sul e Centro-Oeste apresentavam um certo equilíbrio. O Centro-Oeste, por exemplo, possuía aproximadamente 7% da população brasileira e contava com 6,1% dos médicos.

A mesma tabela mostra que embora dez anos depois o número de médicos no país tenha aumentado substancialmente, passando de 236.737 para 355.006, a sua distribuição não se deu de forma homogênea e igualitária. Ainda que, aparentemente tenha havido um progresso, já que houve ampliação do número de médicos relativamente à população em quase todas as regiões brasileiras – com exceção exatamente da região Sudeste, que detinha a maior concentração desses profissionais – as acentuadas disparidades regionais mantiveram-se ao longo do período. Assim, a região Sudeste continuou com o maior percentual de médicos em relação à população (cerca de 57% dos médicos disponíveis no país, para aproximadamente 42% da população brasileira). A região Sul, também registrou uma sobreproporção de médicos em relação ao número de habitantes. E o Nordeste continuou contanto com apenas 16% dos médicos do país para uma população que correspondia a aproximadamente 28% da população brasileira.

Tabela 3.1 Distribuição percentual de médicos e da população, por região – Brasil – 2000 e 2010

Região	Ano			
	2000		2010	
	Médicos	População	Médicos	População
Norte	2,3	7,6	4,0	8,3
Nordeste	16,3	28,1	16,3	27,8
Sudeste	60,1	42,6	56,8	42,1
Sul	15,2	14,8	15,9	14,4
Centro-Oeste	6,1	6,9	7,0	7,4
Brasil	236.737(100%)	169.799.170(100%)	355.006 (100%)	190.755.799(100%)

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico do IBGE – 2010 e Ministério da Saúde – DATASUS – IDB – 2012.

A tabela 3.2 mostra a relação de habitantes por médico nas cinco regiões, no mesmo período (2000 e 2010). Embora seja possível observar que houve uma evolução positiva em todas as regiões, deve-se atentar para o fato de que a oferta de profissionais encontra-se fortemente concentrada nas áreas urbanas centrais dessas regiões, particularmente nas capitais, como se verá adiante. Além disso, no caso da região Norte, o importante avanço registrado fica comprometido pela grande dispersão geográfica da

população naquela área e que funciona como uma barreira adicional ao acesso à atenção médica.

Tabela 3.2 Relação habitante/médico, por região – Brasil – 2000 e 2010

Região	Ano		Incremento bruto (%)
	2000	2010	
	hab./médico	hab./médico	
Norte	2.402	1.111	-53,75
Nordeste	1.240	918	-25,97
Sudeste	509	398	-21,81
Sul	697	486	-30,27
Centro-Oeste	805	568	-29,44
Brasil	717,25	537,33	-25,08

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico do IBGE – 2010 e Ministério da Saúde – DATASUS – IDB – 2012.;

A análise por Unidade da Federação (tabela 3.3) permite observar que os Estados de Pernambuco, Alagoas e Bahia, na região Nordeste, Minas Gerais e São Paulo, na região Sudeste, e Rio Grande do Sul, na região Sul, reduziram sua participação relativa na disponibilidade de médicos no país, mas por motivos distintos. Os Estados nordestinos não obtiveram ao longo da década um cenário econômico e social capaz de atrair ou reter profissionais de medicina; ao passo que os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro sofrem com excessiva concentração desses profissionais. Nota-se, ainda, a grande carência de médicos nos Estados da região Norte.

Tabela 1.3 Distribuição percentual de médicos, por Unidade da Federação e região – Brasil – 2000 e 2010

UF e Região	Ano	
	2000	2010
	Médicos (%)	Médicos (%)
Norte	2,3	4,0
Rondônia	0,02	0,5
Acre	0,1	0,2
Amazonas	0,6	1,0

Roraima	0,1	0,2
Pará	1,3	1,6
Amapá	0,1	0,1
Tocantins	-	0,4
Nordeste	16,3	16,3
Maranhão	1,0	1,0
Piauí	0,7	0,8
Ceará	2,3	2,5
Rio Grande do Norte	1,0	1,1
Paraíba	1,3	1,3
Pernambuco	3,6	3,4
Alagoas	1,1	1,0
Sergipe	0,6	0,8
Bahia	4,6	4,4
Sudeste	60,1	56,8
Minas Gerais	10,2	10,0
Espírito Santo	1,7	1,9
Rio de Janeiro	18,2	15,9
São Paulo	30,0	29,0
Sul	15,2	15,9
Paraná	4,8	5,8
Santa Catarina	2,5	2,9
Rio Grande do Sul	7,9	7,1
Centro-Oeste	6,1	7,0
Mato Grosso do Sul	0,9	1,0
Mato Grosso	0,7	1,0
Goiás	2,3	2,4
Distrito Federal	2,3	2,6

Brasil	236.737 (100%)	355006 (100%)
--------	-----------------------	----------------------

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico do IBGE – 2010 e Ministério da Saúde – DATASUS – IDB – 2012.

Segundo Maciel Filho (2007) e Martins *et al.*, (2013) a evolução positiva da distribuição relativa de médicos, na maioria dos Estados brasileiros, pode ser atribuída predominantemente ao aumento do grau de urbanização do país e à elevação dos níveis de assalariamento. Porém, outros fatores, como a grande concentração regional da renda nacional, tornam-se fatores decisivos que impedem, uma distribuição mais equitativa dos médicos.

A desigualdade da distribuição dos profissionais de medicina em relação ao número de habitantes se verifica não apenas entre as regiões do país, mas também entre a área urbana e a rural, mesmo nas regiões mais favorecidas, assim como entre capital e demais municípios de um mesmo estado. Considerando-se, por exemplo, apenas as regiões metropolitanas do país, nos anos de 2007 e 2012 (tabela 3.4), vê-se a elevada concentração de médicos que residiam nessas áreas, em detrimento dos demais municípios dos respectivos Estados, especialmente na Região Nordeste. A região metropolitana de Recife que, em 2012, detinha 41,92% da população do Estado de Pernambuco, concentrava 78,77% do total de médicos daquele Estado. Também no Ceará registra-se o mesmo fenômeno, com a região metropolitana de Fortaleza concentrando 70,71% dos médicos para uma população que representa 41,99% do total do Estado. Ainda na Região Nordeste, embora em níveis mais baixos, a região metropolitana de Salvador também mostra importante concentração de médicos em relação à população total da Bahia, com percentuais de 61,57% e 24,86%, respectivamente, no ano de 2012.

Belo Horizonte e Curitiba reproduziram, no mesmo período, o padrão elevado da relação médico/população total do Estado, em suas regiões metropolitanas, embora com percentuais mais baixos do que os verificados na região Nordeste. Já São Paulo e Rio de Janeiro apresentaram índices mais equilibrados, considerando-se que em suas regiões metropolitanas concentravam-se, em 2012, respectivamente, 47,63% e 72,29% da população total desses Estados para um percentual respectivo de 51,20% e 77,34% de médicos nessas áreas.

Tabela 3.4 Relação médicos residindo nas regiões metropolitanas brasileiras pelo total de médicos no respectivo Estado e relação população residente nessas áreas pela população total do Estado – 2007 e 2012

Região Metropolitana	Relação médicos na região metropolitana/médicos no respectivo Estado		Relação população da região metropolitana/população do respectivo Estado	
	Ano		Ano	
	2007	2012	2007	2012
Rio de Janeiro	75,54	77,34	73,59	72,29
São Paulo	49,09	51,20	47,88	47,63
Belo Horizonte	34,59	40,33	25,70	25,00
Curitiba	45,43	48,95	31,73	30,59
Recife	77,62	78,77	42,99	41,92
Fortaleza	67,49	70,71	41,75	41,99
Salvador	54,55	61,57	24,61	24,86

Fonte: Elaboração própria a partir de projeções do Censo Demográfico do IBGE e Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Analisando a concentração desses profissionais nas capitais, observa-se que as regiões mais desfavorecidas economicamente se destacam (tabela 3.5). Assim, os Estados do Norte e Nordeste apresentavam, em 2012, percentuais próximos de 68% a quase 74% dos seus médicos atuando nas capitais, contra valores em torno de 46% nos Estados das regiões Sul e Sudeste, com exceção do Rio de Janeiro, onde 60,99% encontravam-se na capital. A relação mais equilibrada entre disponibilidade de médicos nas capitais e nos demais municípios é registrada na região Sul, com aproximadamente 50% para ambos os casos, excetuando-se Santa Catarina, onde essa relação é ainda mais favorável aos demais municípios.

Se comparados os recortes temporais de 1990, 2000, 2005 e 2010 (tabela 3.6), observa-se que embora tenha havido evolução positiva do indicador de médico por mil habitantes¹¹, em todas as regiões do país, isso não significa que houve mudança

¹¹ A organização mundial da Saúde (OMS) recomenda um médico para cada mil habitantes. Embora esse número seja amplamente citado por vários órgãos nacionais e internacionais, a Organização Pan-americana da Saúde (OPAS) publicou um informativo em 30/04/2001 indicando que “A OMS e a OPAS não recomendam nem estabelecem taxas ideais de número de leitos por habitante a serem seguidas e cumpridas por seus países membros (...) Tampouco definem e recomendam o número desejável de médicos, enfermeiros e dentistas por habitante. A definição de índices, como número de leitos ou médicos

substancial no quadro da má distribuição de médicos no Brasil. Assim, apesar da região Norte ter apresentado, no período 1990-2010, um incremento da ordem de 95,7% nesse indicador, o mesmo não foi suficiente para que a região alcançasse sequer a relação considerada recomendável de um médico para cada mil habitantes. A região Nordeste, com um incremento de 67,7% no período, chega ao ano de 2010 com mais de um médico por mil habitantes. Por sua vez, o Centro-Oeste em 2000 e a região Sul, já em 1990, haviam ultrapassado essa relação, enquanto o Sudeste, em 1990, já contava com 1,58 médicos/1.000 hab., fechando o período com 2,51 médicos para cada mil habitantes, em 2010.

Tabela 3.5 médicos no respectivo Estado e relação população residente nessas áreas pela população total do Estado – 2007 e 2012

UF e Região	Médicos nas capitais (%)
Norte	73,75
Rondônia	53,57
Acre	73,52
Amazonas	81,50
Roraima	84,37
Pará	60,83
Amapá	83,86
Tocantins	33,29
Nordeste	67,24
Maranhão	52,87
Piauí	72,05
Ceará	69,59

por habitantes depende de fatores regionais, sócio-econômicos, culturais e epidemiológicos, entre outros, que diferem de região para região, país para país. Isso torna impossível, além de pouco válido, o estabelecimento de uma ‘cifra ideal’ a ser aplicada de maneira generalizada por todos os países do planeta”. No presente trabalho utilizamos este número apenas para fins de comparação entre os Estados, Regiões e Municípios.

Rio Grande do Norte	72,50
Paraíba	63,68
Pernambuco	69,48
Alagoas	80,26
Sergipe	90,37
Bahia	59,17
Sudeste	46,31
Minas Gerais	37,77
Espírito Santo	46,02
Rio de Janeiro	60,99
São Paulo	43,47
Sul	38,85
Paraná	45,81
Santa Catarina	19,22
Rio Grande do Sul	42,72
Centro-Oeste	72,67
Mato Grosso do Sul	61,23
Mato Grosso	49,65
Goiás	66,10
Distrito Federal	100,0
Brasil	52,18

Fonte: Elaboração própria a partir de projeções do Censo Demográfico do IBGE e Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Tabela 3.6 Relação médico/1.000 habitantes, por região – Brasil – 1990, 2000, 2005 e 2010

Região	Ano				Incremento relativo (1990/2010) (%)
	1990	2000	2005	2010	
Norte	0,46	0,42	0,82	0,90	95,7
Nordeste	0,65	0,81	0,99	1,09	67,7
Sudeste	1,58	1,97	2,28	2,51	58,9
Sul	1,09	1,43	1,73	2,06	89,0
Centro-Oeste	0,99	1,24	1,68	1,76	77,8
Brasil	1,12	1,39	1,68	1,86	66,1

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico do IBGE – 2010 e Ministério da Saúde – DATASUS – IDB – 2012.

Essas disparidades são ainda mais acentuadas entre os Estados e municípios brasileiros. Pela tabela 3.7 é possível acompanhar a situação atual nas 27 Unidades da Federação. Os Estados com a menor relação de médicos por mil habitantes são o Maranhão (0,53), Amapá (0,75) e Pará (0,77). Já o Distrito Federal, com índice de 3,61, Rio de Janeiro (3,52) e São Paulo (2,50) são os que contam com a maior disponibilidade de médicos relativamente à sua população. O Estados de Roraima, Amazonas e Rondônia na Região Norte apresentam índice superior a um médico por mil habitantes (1,24, 1,07 e 1,03) respectivamente. Na região Nordeste, ultrapassam essa relação os Estados de Pernambuco (1,37), Sergipe (1,30), Rio Grande do Norte (1,23), Paraíba (1,19), Alagoas (1,17), Bahia (1,12) e Ceará (1,06). Deve-se considerar, no entanto, que embora esses Estados apresentem índices acima da relação recomendável, como também ocorre nos estados de Roraima, Amazonas e Rondônia isso não significa que a situação seja satisfatória, já que em geral a maioria dos médicos disponíveis está concentrada nas capitais ou em municípios de maior porte.

Como destaca Scheffer *et al.*, (2013) nas capitais de todos os Estados e nas cidades de grande porte, esta razão [médico por habitante] é de 1 médico para menos de 300 habitantes. Estes números revelam que a distribuição territorial e populacional dos médicos vem sendo induzida predominantemente por um '*mercado livre*', sem regulação para delimitá-lo perante os interesses e direitos maiores da população à saúde, e dos

profissionais de saúde a condições de trabalho humanas e de realização profissional desejável.

Tabela 3.7 Relação médico/1.000 habitantes, por região – Brasil – 1990, 2000, 2005 e 2010

UF e Região	Médicos/1.000 hab.
Norte	0,90
Rondônia	1,03
Acre	0,92
Amazonas	1,07
Roraima	1,24
Pará	0,77
Amapá	0,75
Tocantins	0,99
Nordeste	1,09
Maranhão	0,53
Piauí	0,93
Ceará	1,06
Rio Grande do Norte	1,23
Paraíba	1,19
Pernambuco	1,37
Alagoas	1,17
Sergipe	1,30
Bahia	1,12
Sudeste	2,51
Minas Gerais	1,82
Espírito Santo	1,93

Rio de Janeiro	3,52
São Paulo	2,50
Sul	2,06
Paraná	1,97
Santa Catarina	1,68
Rio Grande do Sul	2,37
Centro-Oeste	1,76
Mato Grosso do Sul	1,46
Mato Grosso	1,14
Goiás	1,40
Distrito Federal	3,61
Brasil	1,86

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico do IBGE – 2010 e Ministério da Saúde – DATASUS – IDB – 2012.

As figuras 3.1 e 3.2 apresentam mapas com a distribuição de médicos por mil habitantes entre os municípios para os anos de 2007 e 2013, utilizando dados do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde do Ministério da Saúde (CNES-MS)¹². Observando os mapas, podemos visualizar tanto a desigual distribuição dos médicos entre os municípios quanto uma pequena melhora no número de médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros no período considerado.

Observa-se que os municípios apresentaram ascensão no número de médicos por mil habitantes, dos 2.003 municípios que pertenciam ao grupo¹³ de até 0,99 médicos por mil habitantes em 2007, 152 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 1.186 municípios que pertenciam ao grupo de até 1,5 médico por mil habitantes em 2007, 136 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 738 municípios que pertenciam ao grupo de até 2,0 médicos por mil habitantes em 2007, 40 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 1.447 municípios que pertenciam ao

¹² O CNES é um registro administrativo que pretende abranger a totalidade dos estabelecimentos de saúde no país.

¹³ Na elaboração dos mapas, foram criados cinco grupos e cada município foi inserido em um grupo de acordo com o seu número de *médicos por mil habitantes*. Entre parênteses está o número de municípios presentes em cada grupo.

grupo de até 5,0 médicos por mil habitantes em 2007 apenas 16 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 190 municípios que pertenciam ao grupo de mais de 5,1 médicos por mil habitantes em 2007, 39 municípios passaram para grupos inferiores em 2013. Os municípios de Vitória capital do Espírito Santo e Passo Fundo no Rio Grande do Sul no período de 2007 e 2013, foram os município com o maior número de médico por mil habitantes (18,9 e 10,2 respectivamente). Portanto, observamos que 35,99% dos municípios tinham um número inferior a 1 médico por mil habitantes no ano de 2007, no ano de 2013 este patamar reduziu-se um pouco alcançando 33,26% dos municípios brasileiros.

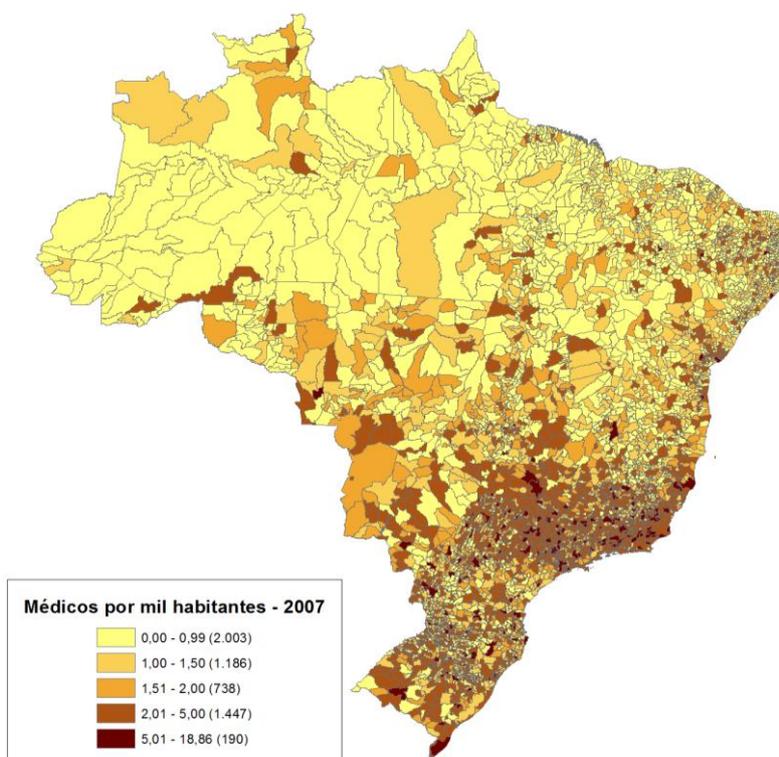


Figura 3.1 Médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros – 2007

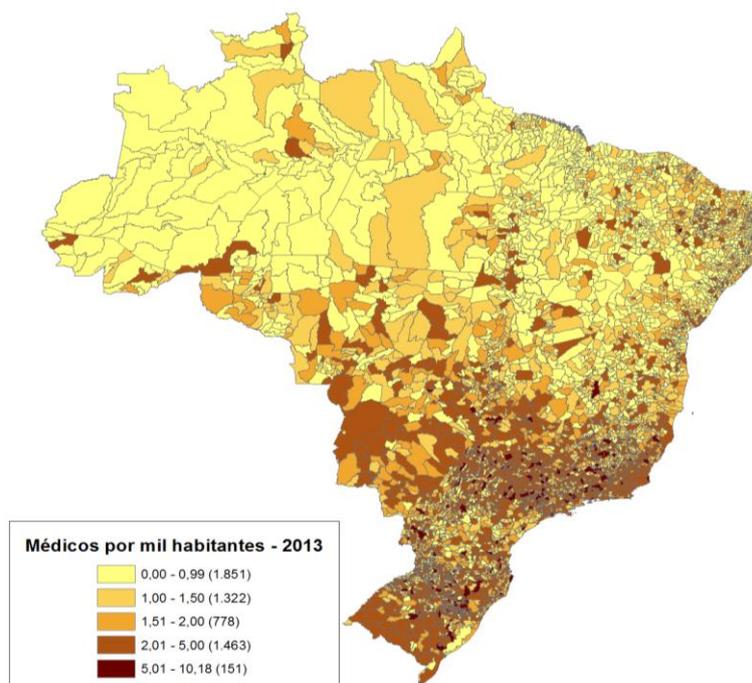


Figura 3.2 Médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros – 2013

Na tabela 3.8 os municípios com maiores indicadores de médicos por mil habitantes são ranqueados para o ano de 2013. Fica perceptível que os municípios das regiões Sul e Sudeste dominam o *ranking* dos dez municípios com maiores indicadores de médicos por mil habitantes. Quando estendida a análise para todos os municípios, constata-se que o município com melhor indicador de médico mil habitantes do Norte está na 480ª posição, Gurupi no estado do Tocantins. Outra informação relevante é que, dentre os 500 municípios com maiores indicadores cerca de 91% deles estão no eixo Sul-Sudeste.

Tabela 3.8 Ranking dos 10 municípios brasileiros com os maiores indicadores de médicos por mil habitantes em 2013

<i>Ranking</i>	Município	Estado	Região	Médicos p/ mil habitantes
1	Passo Fundo	Rio Grande do Sul	Sul	10,18
2	Caxias do Sul	Rio Grande do Sul	Sul	9,85
3	Porto Ferreira	São Paulo	Sudeste	9,81
4	Vitória	Espírito Santo	Sudeste	9,62

5	Joaçaba	Santa Catarina	Sul	9,61
6	Belo Horizonte	Minas Gerais	Sudeste	9,20
7	Ouro Preto	Minas Gerais	Sudeste	9,17
8	Aracaju	Sergipe	Nordeste	8,93
9	Ceres	Goiás	Centro-Oeste	8,41
10	Estrela	Rio Grande do Sul	Sul	8,26

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Por outro lado, quando observados os municípios com menores indicadores de médicos por mil habitantes¹⁴ destaca-se o caso de Aveiro, no Pará, município com população estimada de 15.899 habitantes em 2013, apresentou o menor indicador de médico por mil habitantes 0,13 (tabela 3.9). Perceba que, enquanto no grupo dos municípios com melhores indicadores de médicos por mil habitantes o Norte aparece na 480ª posição, no grupo daqueles com piores indicadores, a região aparece na 1ª colocação. O Nordeste e a região Norte dominam o *ranking* dos piores indicadores de médicos por mil habitantes.

Tabela 3.9 Ranking dos 10 municípios brasileiros com os menores indicadores de médicos por mil habitantes em 2013

<i>Ranking</i>	Município	Estado	Região	Médicos p/ mil habitantes
1	Aveiro	Pará	Norte	0,13
2	Conceição do Lago-Açu	Maranhão	Nordeste	0,13
3	Santa Rita do Araguaia	Mato Grosso	Centro-Oeste	0,14
4	Chaves	Pará	Norte	0,14
5	Jacareacanga	Pará	Norte	0,17
6	Cujubim	Rondônia	Norte	0,17
7	Amajari	Roraima	Norte	0,20

¹⁴ Apenas três municípios não apresentaram emprego médico no período analisado, são eles: Bernardo Sayão, Fortaleza do Tabocão ambos no Estado do Tocantins e Santa Maria do Salto no estado de Minas Gerais.

8	Esperantina	Tocantins	Norte	0,21
9	Monte Alegre de Sergipe	Sergipe	Nordeste	0,22
10	Marianópolis do Tocantins	Tocantins	Norte	0,22

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Esse cenário é parcialmente justificado pela própria distribuição dos serviços de saúde no Brasil, que também apresenta características de desigualdade, como pode ser acompanhado na seção seguinte.

3.2 Distribuição Geográfica dos Serviços de Saúde

A desigual distribuição de médicos reflete a concentração dos serviços de saúde nas regiões mais favorecidas economicamente.

A tabela 3.10 mostra que, em 2012, a Região Sudeste concentrava cerca de 45% dos estabelecimentos de saúde e aproximadamente 50% dos profissionais do setor. É possível observar, ainda, na mesma tabela, que a distribuição dos estabelecimentos de saúde era menos concentrada do que a dos profissionais em todas as regiões e na quase totalidade dos Estados. Isso explica-se por se tratarem, nesse caso, de estabelecimentos de menor nível de complexidade, com baixa absorção de profissionais, caracterizando uma distribuição geográfica heterogênea entre unidades de saúde de maior complexidade tecnológica, como os hospitais, e aquelas de menor complexidade, voltadas para o atendimento ambulatorial.

A distribuição dos profissionais de saúde, particularmente dos médicos, reproduzem a própria distribuição dos meios de produção do serviço médico, mesmo porque onde esses meios encontram-se é também onde ocorre a maior geração de produtos e renda. Tal fenômeno é facilmente observável quando se constata que é nas regiões mais ricas e de maior Produto Interno Bruto (PIB) que se concentra a maioria dos estabelecimentos médicos privados. É o que também mostram as tabelas 3.11 e 3.12, que apresentam a evolução da distribuição dos estabelecimentos de saúde públicos e privados, para os anos de 2007 e 2012, nas regiões brasileiras. Nota-se que, no período de análise, embora o crescimento da rede privada tenha sido superior ao da rede pública,

em todas as regiões, foi no Norte, Sudeste e Centro-Oeste que ele se mostrou mais expressivo. É possível verificar o maior interesse do investimento privado nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste e a importância do setor público para as regiões Norte e Nordeste.

Tabela 3.10 Distribuição de estabelecimentos e profissionais de saúde, por Unidade da Federação e região – Brasil – 2012

UF e Região	Estabelecimentos de Saúde		Profissionais de Saúde	
	Nº	%	Nº	%
Norte	11.794	4,71	92.018	5,13
Rondônia	1.778	0,71	10.258	0,57
Acre	687	0,27	5.256	0,29
Amazonas	1.879	0,75	19.389	1,08
Roraima	474	0,19	3.885	0,22
Pará	5.209	2,08	36.242	2,02
Amapá	449	0,18	5.125	0,29
Tocantins	1.318	0,53	11.863	0,66
Nordeste	51.419	20,55	360.344	20,09
Maranhão	4.290	1,71	31.153	1,74
Piauí	2.987	1,19	18.745	1,05
Ceará	8.892	3,55	49.352	2,75
Rio Grande do Norte	3.573	1,43	24.613	1,37
Paraíba	4.773	1,91	31.921	1,78
Pernambuco	7.337	2,93	66.841	3,73
Alagoas	2.693	1,08	19.242	1,07
Sergipe	3.004	1,20	17.715	0,99
Bahia	13.870	5,54	100.762	5,62

Sudeste	113.318	45,28	897.982	50,08
Minas Gerais	31.936	12,76	223.904	12,49
Espírito Santo	5.394	2,16	40.983	2,29
Rio de Janeiro	15.917	6,36	169.619	9,46
São Paulo	60.071	24,01	463.476	25,85
Sul	52.570	21,01	312.908	17,45
Paraná	19.977	7,98	108.684	6,06
Santa Catarina	12.832	5,13	75.189	4,19
Rio Grande do Sul	19.761	7,90	129.035	7,20
Centro-Oeste	21.138	8,45	129.997	7,25
Mato Grosso do Sul	3.715	1,48	24.786	1,38
Mato Grosso	4.431	1,77	25.441	1,42
Goiás	7.522	3,01	49.315	2,75
Distrito Federal	5.470	2,19	30.455	1,70
Brasil	250.239	100,00	1.793.249	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Tabela 3.11 Distribuição dos estabelecimentos de saúde públicos, por região – Brasil – 2007 e 2012

Região	Ano		Incremento bruto (%)
	2007	2012	
Norte	4.659	5.988	28,53
Nordeste	19.478	24.737	27,00
Sudeste	18.266	22.844	25,06
Sul	8.619	10.820	25,54
Centro-Oeste	4.030	5.252	30,32
Brasil	55.052	69.641	26,50

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Tabela 3.12 Distribuição dos estabelecimentos de saúde privados, por região – Brasil – 2007 e 2012

Região	Ano		Incremento bruto (%)
	2007	2012	
Norte	3.000	5.806	93,53
Nordeste	18.349	26.682	45,41
Sudeste	55.602	90.474	62,72
Sul	28.348	41.750	47,28
Centro-Oeste	10.631	15.886	49,43
Brasil	115.930	180.598	55,78

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Mesmo com a expansão da oferta de postos de trabalho médico nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, registrada no período entre 2002 e 2009, essa categoria profissional manteve sua concentração nas cidades do Sudeste e Sul, como mostra a tabela 3.13. Os dados ali apresentados revelam que, de 2002 a 2009, o número de postos de trabalho para médicos na região Sudeste cresceu 37,39%, enquanto o Norte e o Nordeste registraram crescimento da ordem de 67,02% e 32,75%, respectivamente. A ampliação das oportunidades de emprego médico nessas regiões mais carentes, associada à concentração desses profissionais no Sul e Sudeste, aprofunda a distribuição desigual de médicos no país.

Tabela 3.13 Postos de trabalho médico em estabelecimentos de saúde, por região – Brasil - 2002 e 2009

Região	Ano		Variação (%)
	2002	2009	
Norte	17.628	29.442	67,02
Nordeste	93.034	123.502	32,75
Sudeste	251.091	344.978	37,39
Sul	74.250	95.552	28,69
Centro-Oeste	30.109	42.543	41,30
Brasil	466.112	636.017	36,45

Fonte: Elaboração própria a partir da Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS) – IBGE – 2009.

Assim, comparando-se a distribuição regional desses profissionais nos anos 2000 e 2010 (tabela 3.14), observa-se que a região Nordeste manteve sua participação na disponibilidade geral de médicos do país, com a região Norte registrando crescimento de 1,7 pontos percentuais, a região Sul registrou crescimento de apenas 0,7, o Centro-Oeste de apenas 0,9 enquanto a região Sudeste diminuiu sua participação de 60,1% para 56,8%.

Tabela 3.14 Distribuição percentual de médicos, por região – Brasil – 2000 e 2010

Região	Ano	
	2000	2010
	Médicos (%)	Médicos (%)
Norte	2,3	4
Nordeste	16,3	16,3
Sudeste	60,1	56,8
Sul	15,2	15,9
Centro-Oeste	6,1	7
Brasil	236.737 (100%)	355.006 (100%)

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – IDB – 2012.

O aumento da oferta de postos de trabalho, em todas as regiões brasileiras, intensificou-se com a ampliação do processo de descentralização da rede de serviços de saúde, que chega em 2009 a um total de 94.070 estabelecimentos em todo o país (tabela 3.15). Cerca de 55% deles estão localizados nas regiões Sudeste e Sul.

Tabela 3.15 Distribuição de estabelecimentos de saúde, por esfera administrativa e região Brasil – 2009

Região	Esfera administrativa								Total	
	Federal		Estadual		Municipal		Privada		Nº	%
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%		
Norte	416	6,6	307	4,9	3853	61,1	1729	27,4	6.305	6,7
Nordeste	138	0,5	386	1,4	18.824	66,7	8.886	31,5	28.234	30,0
Sudeste	139	0,4	355	1,0	16.067	45,4	18.790	53,2	35.351	37,6
Sul	82	0,5	92	0,6	7.457	46,7	8.323	52,2	15.954	17,0
Centro-Oeste	175	2,1	178	2,2	3.552	43,2	4.321	52,5	8.226	8,7
Brasil	950	1,0	1.318	1,4	49.573	52,9	42.049	44,7	94.070	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir da Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS) – IBGE – 2009.

No ano de 2009 a participação federal e estadual na prestação direta de assistência à saúde se torna residual (tabela 3.16), com os municípios gerindo 95,6% dos estabelecimentos de saúde de propriedade estatal, ficando o governo federal com 1,8% e os estados com 2,5%. Esse quadro reproduziu-se em todo o país, como revela a mesma tabela, sendo apenas levemente diferenciado na Região Norte, onde, em 2009, ainda se encontravam sob gestão federal 9,1% dos estabelecimentos públicos de saúde, 6,7% com a esfera estadual e 84,2% com a municipal.

Tabela 3.16 Distribuição percentual de estabelecimentos públicos de saúde, por esfera administrativa e região – Brasil – 2009

Região	Esfera administrativa						Total	
	Federal		Estadual		Municipal		Nº	%
	Nº	%	Nº	%	Nº	%		
Norte	416	9,1	307	6,7	3853	84,2	4.576	8,8
Nordeste	138	0,7	386	2,0	18.824	97,3	19.348	37,3
Sudeste	139	0,8	355	2,1	16.067	97,0	16.561	31,9
Sul	82	1,1	92	1,2	7.457	97,7	7.631	14,7
Centro-Oeste	175	4,5	178	4,6	3.552	91,0	3.905	7,5
Brasil	950	1,8	1.318	2,5	49.573	95,6	51.841	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir da Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS) – IBGE – 2009.

Uma importante consequência da municipalização dos serviços de saúde foi o incremento da atenção ambulatorial, com aumento do número de empregos para profissionais de saúde nesse nível de atenção, particularmente para os médicos. Assim, entre 2002 e 2009, houve, no país, um incremento da ordem de 32% no número de postos de trabalho médicos nos estabelecimentos públicos sem internação, chegando a 73% na Região Norte (tabela 3.17).

Tabela 3.17 Evolução do número de empregos médicos nos estabelecimentos públicos sem internação, por região – Brasil – 2002 a 2009

Região	Ano		Variação (%)
	2002	2009	
Norte	4.864	8.430	73
Nordeste	21.492	31.029	44
Sudeste	57.726	71.451	24
Sul	18.484	23.522	27
Centro-Oeste	6.158	8.557	39
Brasil	108.724	142.989	32

Fonte: Elaboração própria a partir da Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS) – IBGE – 2009.

Para entender a distribuição espacial dos médicos é importante observar além da distribuição dos serviços de saúde a distribuição geográfica das escolas médicas.

3.3 A Concentração das Escolas Médicas

O grande número de escolas médicas criadas no Brasil nos anos de 1960 e 1970 localizou-se preferencialmente nas regiões Sul e Sudeste, áreas de maior desenvolvimento econômico e social. Essa tendência se manteve nas décadas seguintes, fazendo com que das 180 escolas médicas existentes em 2010, 62% estejam localizadas nas regiões Sul e Sudeste. Juntas, essas regiões são responsáveis por cerca de 65% das 16.468 vagas oferecidas anualmente no país (tabela 3.18). Do total de escolas

localizadas na região Sudeste, 72% encontram-se nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro.

Tabela 3.18 Distribuição das escolas médicas, por região – Brasil – 2010

Região	Escolas Médicas		Vagas	
	Nº	%	Nº	%
Norte	18	10	1.457	8,8
Nordeste	38	21,1	3.249	19,7
Sudeste	81	45,0	8.489	51,5
Sul	31	17,2	2.271	13,8
Centro-Oeste	12	6,7	1.002	6,1
Brasil	180	100	16.468	100

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Educação – INEP - 2012.

Ao compararmos os dados da tabela 3.18 com os dados da tabela 3.14 podemos constatar que existe uma relação estreita entre o percentual de vagas oferecidas em uma Região e o percentual de médicos na Região. Por exemplo, o Sudeste oferece 51,5% das vagas e conta com 56,8% do total de médicos e a região Nordeste oferece 19,7% das vagas e conta com 16,3% desse total.

Além da desigual distribuição espacial, o mercado de trabalho dos médicos no Brasil tem se caracterizado por uma transformação devido ao choque de oferta de vagas em cursos de medicina a partir da segunda metade da década de 1990.

A figura 3.3 apresenta a evolução do número de faculdades de medicina no Brasil no período de 1976 a 2013. Observamos que a partir de 1996 iniciou-se um processo acelerado de abertura de novas faculdades de medicina, ocasionando um aumento de 49,41% do número de vagas entre 2001 e 2010.

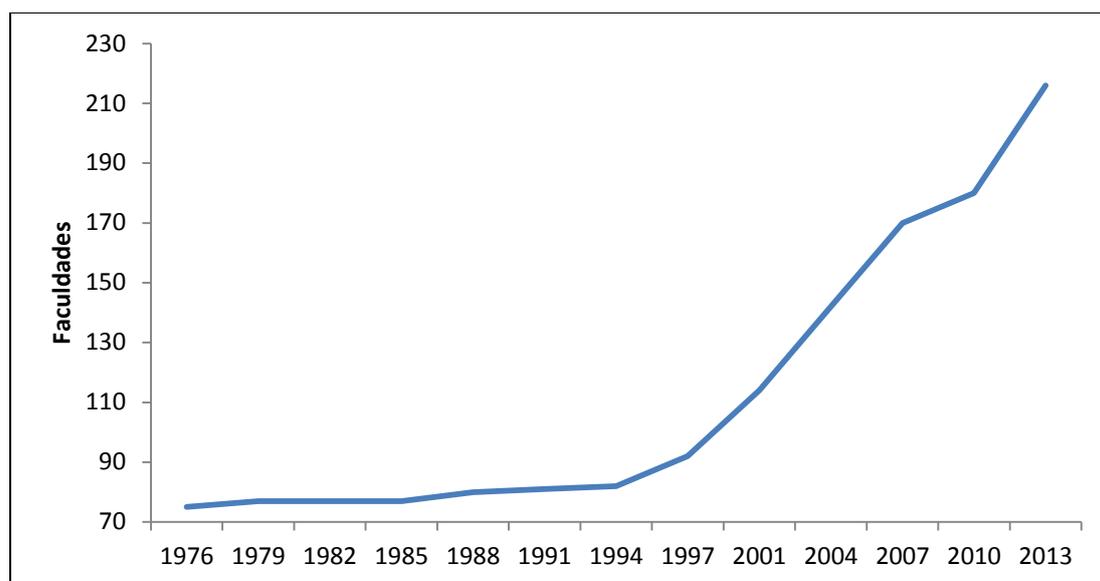


Figura 1.3 Evolução do Número de Escolas Médicas no Brasil – 1976 a 2013

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Educação – INEP - 2013.

Entretanto, este aumento do número de vagas não foi uniforme entre as Regiões. Entre 2001 e 2010, houve uma mudança na distribuição geográfica das vagas. Os dados da tabela 3.19 apontam um aumento da participação das Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste no total de vagas, enquanto o Sudeste e Sul apresentaram queda de (12,8 e 0,9 pontos percentuais respectivamente) nesta participação.

Tabela 3.19 Distribuição das vagas em curso de medicina, por região – Brasil – 2001 e 2010

Região	2001		2010	
	Nº	%	Nº	%
Norte	310	2,8	1.457	8,8
Nordeste	1.493	13,5	3.249	19,7
Sudeste	7.088	64,3	8.489	51,5
Sul	1.621	14,7	2.271	13,8
Centro-Oeste	510	4,6	1.002	6,1
Brasil	11.022	100	16.468	100

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Educação – INEP - 2012.

O mesmo padrão de concentração dos cursos de medicina se repete com os programas de residência médica. Os dados presentes na tabela 3.20 indicam o número de alunos no primeiro ano de residência médica em 1992, 2003 e 2010 como sendo uma *proxy* para o número de vagas. Nota-se a existência de uma grande concentração regional dos programas de residência médica no Brasil. Podemos inferir que, após quase duas décadas, nas regiões Sul e Sudeste estão quase 80% das vagas em programas de residência médica do Brasil, embora tenha ocorrido uma perda de concentração de vagas por parte do Sudeste. As regiões Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste mantiveram estáveis a sua participação na distribuição das vagas entre 1992 e 2010, mas ainda não houve uma mudança significativa.

Como a residência médica é a principal modalidade de pós-graduação escolhida pelos médicos brasileiros, é de se esperar que médicos de outras Regiões tenham migrado para o Sul e Sudeste em busca deste treinamento.

Tabela 3.20 Distribuição dos programas de residência médica, por região – Brasil – 1992, 2003 e 2010

Região	Programas de Residência Médica		
	1992 (%)	2003 (%)	2010 (%)
Norte	1	1	2
Nordeste	12	12	12
Sudeste	66	64	64
Sul	15	16	16
Centro-Oeste	6	7	7

Fonte: Elaboração própria a partir do Ministério da Educação - Comissão Nacional de Residência Médica – CNRM – 2012.

Feuerwerker (2001) afirma que o fato do médico recém-formado fazer residência fora do seu local de origem é um importante fator de concentração dos médicos nos principais centros urbanos e especialmente na região Sudeste. Esta afirmação é confirmada pelo estudo de Machado (1997), que mostra que 60% dos médicos que migram para fazer residência médica não retornam ao seu local de origem.

Bittar (1999), dentre outros autores (Arruda, 2001; Machado, 1997; Salim, 1992), mostra a correlação direta entre o PIB das regiões e Estados e o respectivo número de vagas em programas de residência, em escolas de medicina e na

disponibilidade de médicos (tabela 3.21). Em resumo, é possível dizer que a alta concentração de médicos nos centros urbanos e sua má distribuição pelo restante do território nacional estão diretamente ligadas às desigualdades socioeconômicas e regionais, consequências diretas, por sua vez, do baixo investimento público e privado nas áreas mais carentes do país. Num círculo vicioso, tais fatores acarretam má qualidade de vida para a população dessas regiões e não proporcionam as condições adequadas para o exercício profissional da medicina, desestimulando a opção do profissional em atuar nessas áreas (Medici, 2011). Desestímulo que é também agravado pela precariedade das relações trabalhistas em muitos municípios dessas áreas e pela falta de centros de pós-graduação e de atualização profissional em localidades próximas.

Esse cenário acarreta grandes desafios para a política de saúde, particularmente no momento em que se tenta reformular e humanizar o modelo assistencial.

Tabela 3.21 Distribuição percentual da população, do PIB, das escolas de medicina e de médicos, por Unidade da Federação e região – Brasil – 2010

UF e Região	População (%)	PIB (%)	Médicos (%)	Médicos (por mil hab.)	Escolas médicas (%)
Norte	8,32	5,34	4,02	0,9	11,67
Rondônia	0,82	0,62	0,45	1,03	2,22
Acre	0,38	0,22	0,19	0,92	0,56
Amazonas	1,83	1,59	1,05	1,07	2,22
Roraima	0,24	0,17	0,16	1,24	0,56
Pará	3,97	2,06	1,65	0,77	3,33
Amapá	0,35	0,22	0,14	0,75	0,56
Tocantins	0,73	0,46	0,39	0,99	2,22
Nordeste	27,83	13,46	16,30	1,09	28,33
Maranhão	3,45	1,20	0,98	0,53	2,78
Piauí	1,63	0,59	0,82	0,93	2,22
Ceará	4,43	2,07	2,53	1,06	4,44
Rio Grande do	1,66	0,86	1,10	1,23	1,67

Norte					
Paraíba	1,97	0,85	1,26	1,19	3,89
Pernambuco	4,61	2,52	3,39	1,37	4,44
Alagoas	1,64	0,65	1,03	1,17	1,11
Sergipe	1,08	0,63	0,76	1,3	1,67
Bahia	7,35	4,09	4,43	1,12	6,11
Sudeste	42,13	55,39	56,84	2,51	51,67
Minas Gerais	10,27	9,32	10,05	1,82	17,78
Espírito Santo	1,84	2,18	1,91	1,93	2,78
Rio de Janeiro	8,38	10,80	15,87	3,52	10,00
São Paulo	21,63	33,09	29,01	2,5	21,11
Sul	14,36	16,51	15,87	2,06	19,44
Paraná	5,48	5,76	5,79	1,97	7,22
Santa Catarina	3,28	4,04	2,95	1,68	5,56
Rio Grande do Sul	5,61	6,70	7,13	2,37	6,67
Centro-Oeste	7,37	9,30	6,98	1,76	0,00
Mato Grosso do Sul	1,28	1,15	1,01	1,46	1,67
Mato Grosso	1,59	1,58	0,98	1,14	3,33
Goiás	3,15	2,59	2,38	1,4	2,22
Distrito Federal	1,35	3,98	2,62	3,61	2,78
Brasil	100,00	100,00	100,00	1,86	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico do IBGE – 2010; Ministério da Saúde – DATASUS – IDB – 2012 e Ministério da Educação – INEP - 2012.

Capítulo 4: Distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros: uma análise dinâmica a partir das Cadeias Espaciais de Markov

4.1 Introdução

O objetivo deste capítulo é analisar a distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros usando o arcabouço das Cadeias Espaciais de Markov. A variável utilizada para captar o padrão da distribuição espacial dos médicos será o número de médicos por mil habitantes, esta variável contém informações relevantes para entendermos a equidade da distribuição.

Apesar do indicador do número de médicos por mil habitantes oferecer uma boa medida para a concentração espacial nos municípios brasileiros, ela possui a característica de uma análise estática, ou seja, ela proporciona “fotografias” obtidas em momentos específicos de tempo. Contudo, para que se possa obter uma análise dinâmica da distribuição espacial dos médicos, é necessária uma ferramenta que possibilite captar, a partir dos dados pontuais oferecidos pelo indicador do número de médicos por mil habitantes, o comportamento da concentração espacial dos médicos nos municípios brasileiros ao longo do tempo.

Uma forma de conseguir captar este comportamento dinâmico é por meio da matriz de transição de Markov. Esta metodologia consegue, a partir de duas informações em pontos discretos, avaliar a probabilidade de mobilidade de acordo com o estado inicial assumida por uma amostra. As matrizes de transição de Markov não consideram nenhuma questão espacial, na medida em que o comportamento de cada município é observado independentemente do que ocorre em sua vizinhança, no intuito de captar o efeito espacial serão elaboradas matrizes espaciais de transição de Markov para evidenciar o efeito da dependência espacial.

Os processos utilizados no presente trabalho, para verificar a dinâmica da distribuição espacial dos médicos no Brasil podem ser apresentados em dois passos: no primeiro, será construído o indicador de número de médicos por mil habitantes para cada município brasileiro em dois momentos distintos de tempo; e em seguida, as unidades de análise serão agrupadas, de acordo com seu indicador, em cinco categorias (limitadas a cada 20% dos municípios), para, por meio das matrizes espaciais de

transição de Markov, verificar a probabilidade de mobilidade entre os indicadores municipais.

O presente capítulo está dividido em mais quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção serão apresentados os procedimentos metodológicos para a análise de mobilidade na distribuição espacial dos médicos. Em seguida, apresenta-se a base de dados utilizada. Na quarta seção, os resultados são apresentados e discutidos.

4.2 Procedimentos Metodológicos

A abordagem utilizada para a realização da análise de mobilidade do número de médicos por mil habitantes será o processo conhecido como cadeias de Markov¹⁵. Este instrumento constitui-se em uma ferramenta não paramétrica, que visa determinar as chances que um indivíduo ou conjunto de indivíduos, que se encontra num determinado ponto, têm de alcançar outros pontos possíveis. Tal metodologia baseia-se na determinação da probabilidade de uma variável x , pertencente a um estado inicial i no tempo t , conseguir alcançar um outro estado j no período $t + 1$. Formalmente,

$$\begin{aligned} P\{X(t+1) = j \mid X(0) = i_0, \dots, X(t-1) = i_{t-1}, X(t) = i\} = \\ P\{X(t+1) = j \mid X(t) = i\} = P_{ij} \quad \forall \text{ sequência } 1, 2, \dots, t-1, t+1 \end{aligned} \quad (4.1)$$

Em (4.1), assume-se que todas as probabilidades condicionais devem apresentar valores não negativos e que a soma das probabilidades dos indivíduos pertencentes ao estado inicial i no período t deve ser igual à unidade, ou seja,

$$P_{ij} \geq 0 \quad \forall (i, j); n = 0, 1, 2, \dots \quad (4.2)$$

$$\sum_{j=0}^M P_{ij} = 1 \quad \forall i; n = 0, 1, 2, \dots \quad (4.3)$$

¹⁵ Ver Markov (1971); Rodrigues (2006) e Bueno (2008).

Admitindo a existência de n variáveis aleatórias randômicas, distribuídas em grupos de acordo com o seu estado inicial, é possível realizar o procedimento descrito acima para cada uma das observações e construir uma matriz capaz de retratar a mobilidade destas variáveis para outros estados existentes e também a probabilidade destas permanecerem no seu estado primitivo. Esta matriz é conhecida como matriz de transição de Markov e apresenta-se da seguinte forma:

$$P_{ij} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & P_{M2} & \cdots & P_{MM} \end{bmatrix} \quad (4.4)$$

Onde o índice i representa o estado inicial e o índice j destaca o estado alcançado após um dado intervalo de tempo.

Portanto, o termo P_{11} refere-se à probabilidade que os indivíduos oriundos do estado 1 permanecerem no estado 1 após transcorrer um dado espaço de tempo; P_{12} refere-se à probabilidade de os indivíduos oriundos do estado 1 alcançarem o estado 2 após passar um dado período de tempo; P_{21} refere-se à probabilidade de os indivíduos pertencentes ao estado 2 regredirem para o estado 1 após transcorrer um dado espaço de tempo e assim sucessivamente. A diagonal principal desta matriz retrata a probabilidade dos indivíduos permanecerem no seu estado inicial.

De acordo com o indicador de número de médicos por mil habitantes, os municípios serão agrupados em cinco estados diferentes ($k = 5$), de acordo com o quadro a seguir:

Quadro 4.1 Distribuição dos municípios em estados

Estado 1	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 0 até 0,6759. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 2	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 0,6760 até 1,0696. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 3	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 1,0697 até 1,5873. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 4	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 1,5874 até 2,5557. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 5	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes com mais de 2,5558. 20% dos municípios brasileiros.

Fonte: elaboração própria.

Organizado os municípios em níveis de estados distintos, de acordo com o indicador do número de médicos por mil habitantes, será iniciada a construção da matriz de transição de Markov, de modo a garantir a mensuração da probabilidade de mobilidade dos municípios para indicadores de número de médicos por mil habitantes superiores ou inferiores aos observados no seu estado inicial e também a probabilidade dos municípios permanecerem em tal estado. Além disso, evidenciar-se-á a possibilidade de mobilidade desse importante indicador de recursos humanos em saúde.

A verificação de um processo de mobilidade na disponibilidade de médicos por mil habitantes pode ser feita através da concentração das probabilidades em uma das colunas da matriz de transição. Caso a coluna que apresenta as maiores probabilidades seja aquela que representa estados superiores, verifica-se uma trajetória de mobilidade para cima do indicador do número de médicos por mil habitantes.

Por outro lado, ainda se pode observar a mobilidade na disponibilidade de médicos por mil habitantes se a concentração de probabilidade concentrar-se em coluna que representa estados inferiores, mas esta seria uma mobilidade indesejável, já que os municípios estariam caminhando para uma redução do indicador de médicos por mil habitantes. Por fim, caso não se verifique a concentração de probabilidades numa única coluna, pode-se afirmar que os municípios caminham para um processo divergente no indicador de médicos por mil habitantes.

As matrizes de transição de Markov não consideram nenhuma questão espacial, na medida em que o comportamento de cada município é observado independentemente do que ocorre em sua vizinhança. As matrizes espaciais de Markov visam explorar essa lacuna, investigando, por exemplo, se os municípios que pertencem ao estado 1 com até 0,6759 médicos por mil habitantes tendem a permanecer nesse estado caso estejam rodeados de vizinhos que pertencem ao mesmo estado e quais suas chances de melhorar. Verificaremos também como localidades que pertencem aos estados maiores e menores afetam o comportamento de determinado município e qual destes efeitos é mais forte.

A literatura sobre o tema foi explorada por Rey (2001), que utilizou matrizes de transição espaciais de Markov em sua análise sobre a evolução no tempo e no espaço da distribuição da renda regional americana. As cadeias espaciais de Markov geram resultados sobre a frequência de transição entre classes (ou categorias) das regiões considerando a dependência espacial no processo de transição. Ela é a fusão de duas origens teóricas: a metodologia de cadeias de Markov, que analisa a dinâmica de

processos, e a de econometria espacial. Desta forma, é possível analisar a dinâmica da evolução das regiões dentro de seus contextos espaciais locais.

Uma vez considerada a dinâmica do processo, é necessário incluir a influência da dependência (ou defasagem) espacial nas regiões. A estatística I de Moran é utilizada na análise de autocorrelação espacial e o índice $LISA$ um índice local que identifica a presença de aglomerações espaciais.

$$I_t = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{i,t} - \bar{y}_t)(y_{j,t} - \bar{y}_t)}{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2} \quad (4.5)$$

em que n é o número de regiões, w_{ij} são os elementos da matriz de pesos espaciais W , $y_{i,t}$ é a observação na região i no período t e \bar{y}_t é a média das observações entre as regiões no período t . De acordo com Anselin (1995), a matriz W conterà as informações referentes à dependência espacial entre as n regiões. Os elementos w_{ij} na diagonal principal são iguais a zero, enquanto os elementos w_{ij} indicam a associação espacial entre as regiões i e j .

Anselin (1995) demonstra que, uma vez calculada, a estatística I de Moran global deve ser comparada ao seu valor esperado $E(I) = -w_i/(n - 1)$, em que w_i é o somatório dos elementos da linha, ou seja, $\sum_j w_{ij}$. Considerando uma matriz de pesos espaciais normalizada, esta soma será equivalente a um. Valores calculados maiores em relação ao valor esperado e estatisticamente significantes evidenciam a autocorrelação espacial positiva, enquanto valores menores corroboram a presença de autocorrelação espacial negativa. A hipótese nula testada é a aleatoriedade dos dados, ou seja, a ausência de dependência espacial da variável em estudo, enquanto a hipótese alternativa corrobora a presença de dependência espacial.

Na análise da autocorrelação espacial local, será utilizado o indicador local de autocorrelação espacial $LISA$, definido por Anselin (1995) como qualquer estatística que satisfaça dois critérios: 1) o $LISA$ para cada observação fornecerá uma indicação de *clusters* ou agrupamentos espaciais significativos, de valores semelhantes, em torno daquela observação, bem como uma identificação de instabilidades locais, ou seja, *outliers* significativos; e 2) a soma do $LISA$ para todas as observações será proporcional

ao indicador global de associação espacial. A medida *LISA* para cada região e período pode ser expressa da seguinte forma:

$$I_{i,t} = \frac{(y_{i,t} - \bar{y}_t) \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{j,t} - \bar{y}_t)}{m_0}, \text{ em que } m_0 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2}{n} \quad (4.6)$$

em que um valor positivo de $I_{i,t}$ indica o agrupamento de valores similares (alto ou baixo), enquanto um valor negativo indica um agrupamento de valores desiguais.

Uma vez que existe uma ligação entre o indicador de associação espacial local e o I de *Moran* global, a identificação de focos de não-estacionariedade espacial, ou seja, a presença de valores discrepantes (*outliers*) ou regimes espaciais (*clusters*) será semelhante ao uso do Diagrama de Dispersão de Moran. Esse diagrama, cuja versão cartográfica é conhecida como *Moran Map*, representa graficamente a regressão do valor original da variável em análise sobre o seu valor espacialmente defasado, cujo coeficiente de inclinação é o I de *Moran* global, sendo dividido em quatro quadrantes representantes dos diferentes tipos de associação espacial: os *clusters High-High* (HH), região que apresenta alto valor da variável em estudo, circundada por uma vizinhança em que o valor médio da mesma variável também é alto, e *Low-Low* (LL), região de baixo valor na qual a média dos seus vizinhos também é baixa; e os *outliers Low-High* (LH), região com baixo valor, circunvizinha de uma vizinhança cujo valor médio é alto, e *high-low* (HL), região com alto valor na qual a média das regiões contíguas é baixa.

Como é possível que todas as regiões migrem para estados diferentes, mantendo a mesma estrutura da defasagem espacial, é preciso decompor essa mudança entre as classes de estados. A matriz de transição espacial de Markov mostra esse processo, reunindo aspectos dinâmicos e espaciais. O primeiro passo é decidir o número de classes, ou seja, de categoriais, em que a variável de análise será dividida.

Rey (2001) condiciona as probabilidades de transição entre classes à classe inicial em que os vizinhos da região se encontram, chamando o sistema de Matriz Espacial de Transições de Markov. Portanto, se existem k classes, a dimensão da matriz será $k \times k$ (os possíveis estados inicial e final da região e os possíveis estados dos vizinhos da região de análise). Dessa forma, a Matriz Espacial de Transições de Markov

estuda a dinâmica de transição entre estados em dois instantes no tempo, considerando as características espaciais das regiões.

Nas matrizes de transição de estados de Markov, os municípios eram classificados dependendo do indicador de número de empregos médicos por mil habitantes. Ao incorporar a defasagem espacial, considera-se também o estado do indicador da vizinhança do município. Este valor é calculado por meio de uma matriz de pesos espaciais W e o resultado é dividido de acordo com o número de classes k que se deseja obter. Considerando-se a vizinhança, se há quatro estados ($k = 4$), obtém-se quatro situações nas quais as mesorregiões são enquadradas, da mesma forma como o indica o LISA (HH, HL, LH e LL). O quadro 2 exemplifica uma Matriz Espacial de Transições de Markov considerando $k = 2$ estados e dois períodos t_0 (inicial) e t_1 (final).

Quadro 4.2 Exemplo da matriz espacial de transições de Markov

Situação da Defasagem Espacial	Estado	t_1	
	t_0	Estado 1	Estado 2
L	Estado 1	$P_{E_1E_1/L}$	$P_{E_1E_2/L}$
	Estado 2	$P_{E_2E_1/L}$	$P_{E_2E_2/L}$
H	Estado 1	$P_{E_1E_1/H}$	$P_{E_1E_2/H}$
	Estado 2	$P_{E_2E_1/H}$	$P_{E_2E_2/H}$

Fonte: elaboração própria.

Cada célula da matriz contém a probabilidade de transição de estado. A primeira célula, $P_{E_1E_1/L}$, indica a probabilidade que um município tem de, saindo de um baixo indicador de médico por mil habitantes no período t_0 permanecer nesse mesmo estado em t_1 ($P_{E_1E_1/L}$), dado que pertence a uma vizinhança de baixa aglomeração de empregos médicos por mil habitantes ($P_{E_1E_1/L}$). Já a probabilidade $P_{E_1E_2/L}$ da primeira linha e segunda coluna, indica a probabilidade da município sair do estado de baixo indicador de médico por mil habitantes em t_0 ($P_{E_1E_2/L}$) e mover-se para um maior indicador de médico por mil habitantes em t_1 ($P_{E_1E_2/L}$), dada a vizinhança de baixa aglomeração de médicos por mil habitantes $P_{E_1E_2/L}$. Isto é, o município é bem sucedido, pois não só aumento seu indicador, como também o fez inserido em um ambiente de baixa aglomeração de médicos por mil habitantes.

4.2.1 Testes para matriz de transição markoviana

Segundo Bickenbach e Bode (2001), existem várias propriedades num processo de Markov que podem ser testadas no contexto de um conjunto de dados agrupados em vários períodos e de várias regiões. A primeira delas, a homogeneidade ao longo do tempo (*time-stationarity*), pode ser verificada através da divisão do total da amostra em T períodos. Este teste verifica se existem diferenças significativas entre a estimação da matriz de transição para cada uma das sub-amostras T e a matriz estimada a partir da amostra total. Mais especificamente, testa $H_0: \forall t: P_{ij}(t) = P_{ij}(t = 1, \dots, T)$ contra a hipótese alternativa de que as probabilidades de transição difere entre os t períodos: $H_a: \exists t: P_{ij}(t) \neq P_{ij}$. A estatística *qui-quadrado* pode ser apresentada como segue:

$$Q^{(T)} = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sum_{j \in B_i} n_i(t) \frac{(\hat{P}_{ij}(t) - \hat{P}_{ij})^2}{\hat{P}_{ij}} \sim asy \chi^2 \left(\sum_{i=1}^n (a_i - 1)(b_i - 1) \right) \quad (4.7)$$

Onde \hat{P}_{ij} denota a probabilidade de transição entre a i -ésima a j -ésima classe estimada para toda a amostra (conjunto em todos os períodos T) e $P_{ij}(t)$ corresponde a probabilidade de transição estimada a partir da t -ésima sub-amostra. Desde que $P_{ij}(t)$ sejam assumidos como independentes entre si através das sub-amostras de acordo com H_0 , os N^2 parâmetros podem ser estimados similarmente a (1) como $\hat{P}_{ij}(t) = n_{ij}(t)/n_i(t)$. $n_i(t)$ denota o número absoluto de observações inicialmente pertencentes a i -ésima classe dentro da t -ésima sub-amostra. Somente aquelas probabilidades positivas são tomadas em conta em toda a amostra, ou seja, $B_i = \{j: \hat{P}_{ij} > 0\}$; probabilidades de transição que não são observações para toda a amostra são excluídas. Note que $n_i(t)$ pode ser zero: linhas (i) para as quais não estão disponíveis observações dentro de uma sub-amostra não contribuirão para a estatística de teste.

Q^T tem uma distribuição de *qui-quadrado* assintótica com os graus de liberdade determinados pelo número de observações em Q^T , com exceção daquelas onde $n_i(t) = 0$, menos o número de probabilidades de transição estimado em \hat{P}_{ij} , amos corrigidos para o número de restrições ($\sum_j P_{ij}(t) = 1$ e $\sum_j P_{ij} = 1$). Consequentemente, os graus de liberdade podem ser calculados como $\sum_{i \in a_i} (b_i - 1) - (b_i - 1)$ onde b_i ($b_i = |B_i|$) é o número de entradas positivas na i -ésima linha da matriz para toda a amostra e a_i é o

número de sub-amostras (t) em que as observações da i -ésima linha estão disponíveis ($a_i = |A_i|$; $A_i = \{t: n_j(t) > 0\}$).

A segunda propriedade a ser trabalhada se refere à homogeneidade espacial (*spacial-homogeneity*). Este teste realiza uma comparação entre a matriz de transição para toda a amostra e as matrizes estimadas para n subconjuntos da mesma. Homogeneidade na dimensão de espaço testa $H_0: \forall r: P_{ij}(r) = P_{ij}$ ($r = 1, \dots, R$) contra $H_a: \exists r: P_{ij}(r) \neq P_{ij}$, ou seja, avalia se existem diferenças entre as probabilidades de transição entre as regiões. A estatística de testes segue uma distribuição *qui-quadrado* que pode ser apresentado como segue:

$$Q^{(R)} = \sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^N \sum_{j \in B_i} n_i(r) \frac{(\hat{P}_{ij}(r) - \hat{P}_{ij})^2}{\hat{P}_{ij}} \sim asy \chi^2 \left(\sum_{i=1}^n (c_i - 1)(b_i - 1) \right) \quad (4.8)$$

Onde $c_i = |C_i|$; $C_i = \{r: n_i(r) > 0\}$.

Estes são os dois principais procedimentos para a validação dos resultados expressos pela matriz de transição markoviana. Como se pode notar, amos os testes são realizados pela comparação das estimações da amostra global com as matrizes estimadas a partir de subconjuntos provenientes da mesma. Estes subconjuntos são construídos a partir da divisão da amostra baseada em dois critérios: tempo e espaço. Para o presente estudo, dada a limitação da amostra utilizada, que corresponde somente a dois períodos (2007 e 2013), torna-se impraticável a implementação do teste para a verificação da hipótese de homogeneidade temporal, provocando a imposição de tal propriedade *a priori*. No que se refere ao critério no espaço, será dividida a amostra em 5 subconjuntos, de acordo com a divisão política administrativa brasileira em regiões, e através da equação (4.8) verificar-se-á a hipótese de homogeneidade espacial na matriz de probabilidades de transição que será estimada para avaliar a mobilidade no indicador de número de médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros.

4.3 Descrição dos dados

Como visto, o objetivo deste trabalho é analisar a dinâmica da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros através das cadeias espaciais de

Markov. O banco de dados utilizado é o Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde do Ministério da Saúde (CNES-MS) para os anos de 2007 e 2013.

O Brasil possuía em 2007 e em 2013, um total de 5564 municípios respectivamente. A variável número de médicos foram obtidas junto ao CNES no *site* do Ministério da Saúde – DATASUS. E a variável número de habitantes foi coletada e projetada a partir dos Censos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE de 2000 e 2010.

A partir dos dados do CNES de 2007 e 2013 e da contagem da população para os mesmos anos foi calculado o indicador “Número de Médicos por Mil Habitantes” a partir da seguinte fórmula:

$$\frac{\text{Número de Médicos no Ano}}{\text{População Total Residente no Ano}} \times 1.000 \quad (4.9)$$

4.4 Resultados e discussões

A matriz (4.10) é conhecida como matriz de transição de Markov. A partir dela será realizada a análise de mobilidade dos indicadores de médicos por mil habitantes entre 2007 e 2013 para os municípios brasileiros. Cada elemento desta matriz representa a probabilidade de um município que estava em 2007 em uma dado nível i do indicador se encontrar em 2013 no estado j em relação ao número de médicos por mil habitantes.

$$P_{ij} = \begin{pmatrix} 0,4991 & 0,3237 & 0,1430 & 0,0324 & 0,0018 \\ 0,1770 & 0,4286 & 0,2767 & 0,0979 & 0,0198 \\ 0,0611 & 0,2642 & 0,3962 & 0,2336 & 0,0449 \\ 0,0126 & 0,0916 & 0,2570 & 0,4537 & 0,1851 \\ 0,0036 & 0,0081 & 0,0485 & 0,2273 & 0,7125 \end{pmatrix} \quad (4.10)$$

A primeira linha desta matriz destaca a probabilidade do município que estava no estado 1 em 2007 permanecer no próprio estado ou passar para os demais níveis em 2013. Como se pode notar, a maior probabilidade encontrada é (0,4991) é que estes municípios permaneçam no estado 1, seguida da probabilidade de que estas localidades

alcancem o estado 2 (0,3237). Dada a probabilidade bastante significativa dos municípios permanecerem no estado inicial e alcançarem os estados 2 e 3, associada aos valores bem menos expressivos das probabilidades de alcançar os estados 4 ou 5, é plausível supor que, ao longo do período em questão, a maioria dos municípios do estado 1 não conseguiram evoluir para uma situação melhor. Assim, o indicador do número de médicos por mil habitantes apresentados pelos municípios do estado 1 estaria reduzindo mais, em média, do que os das demais municipalidades, o que poderia facilitar um processo de mobilidade negativa.

A segunda linha destaca a probabilidade do município que estava no estado 2 em 2007 regredir ao estado 1, permanecer no mesmo estado ou, ainda, evoluir para os demais estados (3, 4 e 5) em 2013. Para este grupo de localidades, verifica-se uma probabilidade de 0,1770 de que percam no indicador de médico por mil habitantes e regridam para os patamares do nível 1. Observa-se ainda uma probabilidade de 0,4286 de permanecerem no mesmo patamar, de 0,2767 de atingirem o nível 3, de 0,0979 de atingirem o nível 4 e de 0,0198 de alcançarem a classe superior. Estes resultados podem caracterizar um comportamento onde tais localidades conseguiram permanecer em seu estado inicial ou migraram para o estado posterior. Tal fato é justificado pelos expressivos valores, 0,4286 e 0,2767, respectivamente, das probabilidades de permanecerem no nível atual ou atingirem níveis mais elevados.

A terceira linha apresenta as probabilidades dos municípios que pertenciam inicialmente ao estado 3 mudarem de estado ou permanecerem no mesmo padrão. Assim como foi observado para o comportamento das duas classes anteriores, os elementos do estado 3 apresentaram probabilidade bem elevada para permanência de estado. Observa-se que os resultados destacam a vantagem no sentido de permanência no nível 3 (0,3962), de regredir ao nível 2 (0,2642) ou para a evolução ao patamar 4 (0,2336).

Na quarta linha verifica-se uma probabilidade de (0,4537) de permanência no estado inicial, de (0,2570) de regredirem ao estado 3 ou de (0,1851) de migrarem para o estado 5. Observa-se pouca probabilidade desses municípios regredirem para os estados 1 e 2 no indicador de médicos por mil habitantes.

Finalmente, na última linha são mostradas as probabilidades de um município que se encontrava no estado 5 em 2007 regredir ou permanecer no mesmo enquadramento no ano de 2013. Verifica-se uma significativa probabilidade (0,7125) de

permanência no estado inicial, sendo pouco expressivas as probabilidades destes municípios reduzirem seus indicadores de médicos por mil habitantes.

As colunas da matriz de transição apresentam as probabilidades dos municípios se encontrarem num dado estado independentemente do estado inicial. A concentração de probabilidades em uma das colunas pode evidenciar a ocorrência de um processo de mobilidade para aquele nível. Por outro lado, a dispersão de valores em mais de uma coluna traz consigo a possibilidade de formação de clubes de mobilidade.

A partir dos resultados anteriores, a hipótese de mobilidade parece plausível, haja vista as expressivas probabilidades encontradas na terceira coluna da matriz de transição. Como os resultados destacam, os municípios estão melhorando seus indicadores de médicos por mil habitantes. Assim, a formação de um bloco de municípios que convergem para um patamar melhor ganha fortes evidências.

Inicialmente, dividiu-se a amostra em cinco partes, contendo 1112 municípios no primeiro grupo e 1113 em cada um dos demais, de acordo com o número de médicos por mil habitantes em 2007 (matriz A_0). Usando a matriz de transição já calculada em (10) e multiplicando-a pela matriz A_0 , que representa o número de municípios em cada estado no período inicial, é possível verificar a quantidade de municípios presentes em cada grupo no ano 2013. A matriz A_1 (4.11) apresenta o novo enquadramento assumido pelos municípios em 2013.

$$A_1 = A_0 \times P_{ij} =$$

$$|1112 \quad 1113 \quad 1113 \quad 1113 \quad 1113| \begin{array}{ccccc} 0,4991 & 0,3237 & 0,1430 & 0,0324 & 0,0018 \\ 0,1770 & 0,4286 & 0,2767 & 0,0979 & 0,0198 \\ 0,0611 & 0,2642 & 0,3962 & 0,2336 & 0,0449 \\ 0,0126 & 0,0916 & 0,2570 & 0,4537 & 0,1851 \\ 0,0036 & 0,0081 & 0,0485 & 0,2273 & 0,7125 \end{array}$$

$$A_1 = |838 \quad 1242 \quad 1248 \quad 1163 \quad 1073| \quad (4.11)$$

Como se pode verificar, a distribuição dos municípios foi alterada. Houve uma redução de 24,64% na quantidade de municípios com número de médicos por mil habitantes abaixo de 0,6759 (estado 1), um aumento de 11,59%, 12,13% e 4,49% no número de localidades com indicador entre 0,6760 e 1,0696 (estado 2); 1,0697 e 1,5873 (estado 3); 1,5874 e 2,5557 (estado 4) respectivamente. Observou-se uma redução de 3,59% na quantidade de municípios com número de médicos por mil habitantes acima

de 2,5558. Estes resultados reforçam a hipótese de mobilidade entre os municípios brasileiros, para patamares melhores no indicador de médicos por mil habitantes.

Para testar a robustez dos resultados foi realizada a avaliação da propriedade de homogeneidade espacial. Devido à limitação do banco de dados utilizado, como destacado anteriormente, a propriedade de homogeneidade temporal não pode ser testada, levando a adoção de tal hipótese sobre a matriz (4.10). Para identificar a propriedade de homogeneidade espacial foi utilizada a estatística de *Qui-Quadrado* apresentada na equação (4.8). Os resultados confirmam tal característica para a matriz de transição estimada com 95% de confiança. O teste de homogeneidade espacial retrata que os resultados de qualquer segmentação da amostra deve coincidir com o resultado para o total da mesma. Assim, a divisão dos espaços de forma aleatória ou mesmo a partir da criação de grupos baseados em características como tamanho da população, PIB, etc. apresentariam resultado semelhante.

Uma vez considerada a dinâmica do processo, é necessário incluir a influência da dependência (ou defasagem) espacial nos municípios. A estatística *I* de Moran é utilizada na análise de autocorrelação espacial e o índice *LISA* um índice local que identifica a presença de aglomerações espaciais.

A Figura 4.1 apresenta o mapa de significância de Moran, ou seja, aponta os municípios onde a estatística Local de Moran apresenta-se significativa a 5%. Neste mapa podemos visualizar as regiões brasileiras onde existem aglomerações espaciais estatisticamente significativas, ou seja, municípios onde o número de médicos por mil habitantes está correlacionado espacialmente (esta correlação foi verificada através da estatística *I* de Moran).

Os municípios estão classificados em cinco categorias, de acordo com a sua interação espacial com os vizinhos: (*not significant*) não significativo; (*high – high*) municípios com altas taxas de médicos por mil habitantes cuja média de médicos por mil habitantes dos vizinhos é alta; (*high – low*) municípios com altas taxas cercados por municípios onde a média é baixa; (*low – high*) municípios com baixas taxas de médicos por mil habitantes cercados por municípios cuja média é alta; e (*low – low*) municípios com baixas taxas de médicos por mil habitantes onde a média de médicos por mil habitantes dos vizinhos também é baixa. Por exemplo, nas regiões Sudeste e Sul, alguns municípios parecem induzir a presença de médicos nos municípios vizinhos. Enquanto que nas regiões Nordeste e Norte o efeito é inverso.

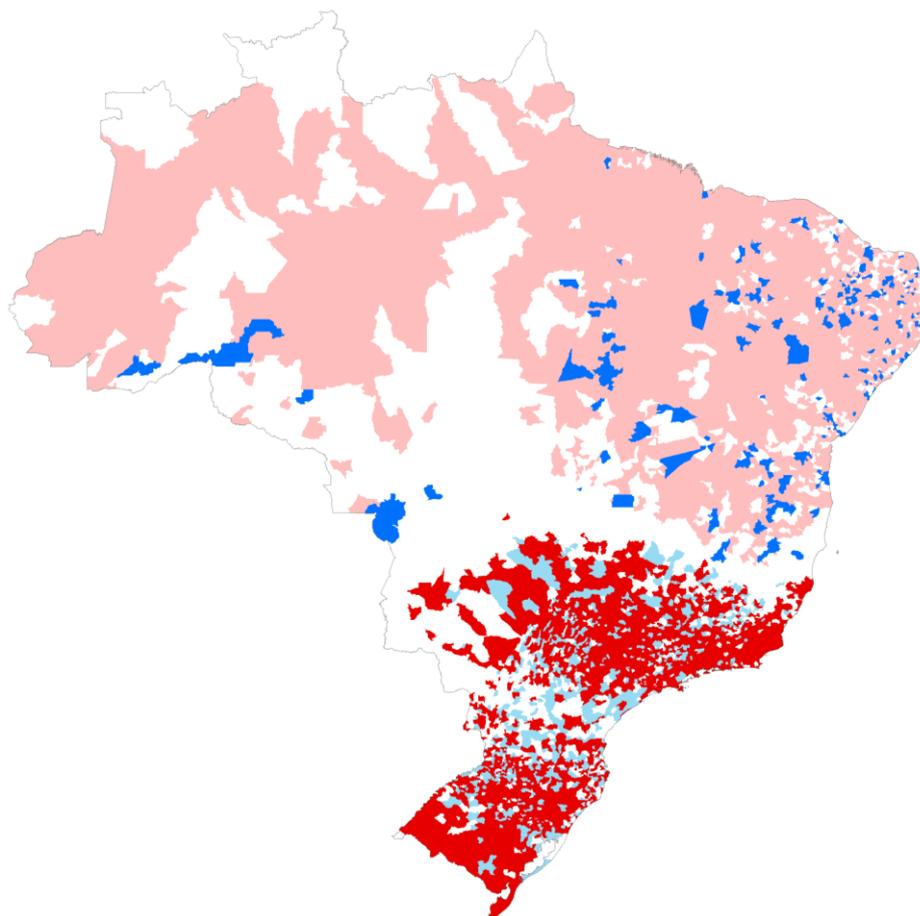


Figura 4.1 Moran Local Médicos por Mil Habitantes em 2013

LISA - Médicos por Mil Habitantes - 2013



As matrizes espaciais de transição de Markov serão analisadas considerando o indicador do número de médicos por mil habitantes. A definição dos estratos seguem o que foi realizado para a cadeia de Markov. Toda a análise das Cadeias Espaciais de Markov será construída baseada em dois períodos 2007 e 2013. Como serão consideradas as transições dos municípios brasileiros entre estados em dois períodos de tempo, temos apenas uma transição possível.

A Tabela 4.1 mostra o número de casos de determinada situação de transição para os anos de 2007 e 2013. Por exemplo, a linha cinco da matriz indica a probabilidade de transição de um município que iniciou em 2007 no estado 5 ir para

outros estados do indicador de médicos por mil habitantes, dado que o município é cercado de vizinhos com baixa-baixa concentração de médicos por mil habitantes. A diagonal principal, com valores destacados, indica situações em que não houve mudança na situação relativa do município.

Tabela 4.1 Matriz de transição espacial de Markov

Linha	2007	Defasagem Espacial	Número de Caso	2013				
				Estado 1	Estado 2	Estado 3	Estado 4	Estado 5
1	Estado 1	LL	112	0,2857	0,3393	0,2589	0,1161	0,0000
2	Estado 2		278	0,1079	0,3237	0,3561	0,1691	0,0432
3	Estado 3		371	0,0243	0,2156	0,3881	0,3154	0,0566
4	Estado 4		149	0,0201	0,1074	0,2282	0,4832	0,1611
5	Estado 5		202	0,0050	0,0149	0,0743	0,2921	0,6139
6	Estado 1	LH	44	0,4091	0,3409	0,2273	0,0227	0,0000
7	Estado 2		120	0,1583	0,4083	0,3333	0,0917	0,0083
8	Estado 3		336	0,0685	0,2173	0,3810	0,2649	0,0685
9	Estado 4		562	0,0142	0,1210	0,2989	0,4270	0,1388
10	Estado 5		51	0,0196	0,0000	0,0980	0,2549	0,6275
11	Estado 1	L ou M	131	0,3206	0,4275	0,2061	0,0383	0,0076
12	Estado 2		277	0,1733	0,4585	0,2744	0,0758	0,0181
13	Estado 3		360	0,0722	0,3306	0,4444	0,1389	0,0139
14	Estado 4		239	0,0042	0,0460	0,1967	0,5146	0,2385
15	Estado 5		106	0,0000	0,0189	0,0283	0,3302	0,6226
16	Estado 1	HL	400	0,4800	0,3700	0,1275	0,0200	0,0025
17	Estado 2		405	0,2123	0,4889	0,2173	0,0716	0,0099
18	Estado 3		51	0,1961	0,3725	0,3137	0,1176	0,0000
19	Estado 4		123	0,0081	0,0244	0,2439	0,4390	0,2846
20	Estado 5		134	0,0075	0,0000	0,0522	0,2985	0,6418
21	Estado 1	HH	420	0,6381	0,2405	0,1000	0,0214	0,0000
22	Estado 2		29	0,3793	0,3793	0,2414	0,0000	0,0000
23	Estado 3		1	0,0000	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000
24	Estado 4		42	0,0238	0,0000	0,2143	0,4286	0,3333
25	Estado 5		621	0,0016	0,0064	0,0386	0,1707	0,7826

Fonte: Elaboração própria.

As linhas de um a cinco reúnem os municípios cujos vizinhos apresentam baixa-baixa (LL) concentração de médicos por mil habitantes. Nas linhas 6 a 10 são os casos dos vizinhos com baixa-alta (LH) concentração de médicos por mil habitantes. Nas linhas 11 a 15 são os vizinhos com baixa (L) concentração. As linhas 16 a 20 com os vizinhos com alta-baixa (HL) concentração de médicos por mil habitantes e, por último, nas linhas 21 a 25, os vizinhos que possuem alta-alta concentração de médicos por mil habitantes.

As células destacadas em amarelo na diagonal principal apresentam, em geral, o maior valor em cada linha, o que significa que a força da inércia, isto é, a probabilidade do município manter-se no mesmo estado do indicador de médicos por mil habitantes no final do período é grande.

Principalmente para os municípios do estado 5, a probabilidade de permanência no mesmo estado é relativamente elevada, pois os municípios têm sempre mais de 50% de chances de permanecerem inertes. Por exemplo, um município do estado 5 em 2007 tem 78% de chances de permanecer nesse estado no ano de 2013.

A tabela 4.2 resume a matriz de transição espacial calculada. Os municípios com possibilidade de melhorar estão nos estados 1, 2, 3 e 4, pois o estado 5 é o nível máximo onde já possuem o maior estado do indicador de médico por mil habitantes. Por outro lado, os municípios com possibilidade de piorar estão nos estados 5, 4, 3, 2, pois o estado 1 é o nível mínimo. Na tabela 4.2 contamos os casos de municípios que poderiam melhorar e os que poderiam piorar. Em seguida, verificou-se dentre os casos dos municípios que poderiam melhorar, quantos efetivamente melhoraram e, dividindo os dois valores, obtemos a probabilidade do município melhorar de estado, dado seu potencial de melhorar (o mesmo raciocínio aplica-se no caso de piora).

Em seguida, consideram-se os casos de municípios cujos vizinhos apresentavam melhor estado do que eles e, dentro destes, aqueles municípios que realmente apresentaram melhoria de estado entre períodos. Calcula-se por fim, a probabilidade de melhorar de estado dado que o município é cercado de vizinhos com melhor estado.

Tabela 4.2 Resultados das matrizes espaciais de transição de Markov

Defasagem Espacial	Casos de municípios que poderiam melhorar	Casos de municípios que melhoraram	Probabilidade de melhorar	Casos de municípios que poderiam piorar	Casos de municípios que pioraram	Probabilidade de piorar
LL	910	196	0,2154	1000	122	0,1220
LH	1069	183	0,1712	1062	233	0,2194
L	1007	80	0,0794	982	52	0,0529
HL	979	265	0,2707	713	45	0,0631
HH	492	399	0,8109	693	121	0,1746

Fonte: Elaboração própria.

Sem distinguir a defasagem espacial, os resultados apontam que a probabilidade do município melhorar o seu estado é maior do que a probabilidade de piorar: 30,95% versus 12,64%. Os municípios que estão cercados de vizinhos de alta-alta e alta-baixa concentração de médicos por mil habitantes, têm 81,09% e 27,07% de chances de melhorar respectivamente. Estes valores são superiores à probabilidade do município piorar se ele estiver na vizinhança de municípios com baixa-baixa, baixa-alta e baixa concentração de médicos por mil habitantes (12,20%, 21,94% e 5,29% de chances de fracasso do município respectivamente).

Portanto, conclui-se que, o *pull effect* (efeito da boa vizinhança em estimular o aumento do indicador de médico por mil habitantes) é maior do que o *drag effect* (efeito da má vizinhança de retrainir o indicador de médicos por mil habitantes), pois a probabilidade dos municípios com vizinhos com alta-alta e alta-baixa concentração de médicos por mil habitantes melhorarem sua posição relativa é em média de 54,08%, enquanto que a probabilidade dos municípios com vizinhos de baixa-baixa, baixa-alta e baixa concentração de médicos por mil habitantes piorarem seu estado é em média de 13,14%. Estes resultados evidenciam que a vizinhança exerce uma influência elevada no indicador de médicos por mil habitantes dos municípios e que o *pull effect* é maior do que o *drag effect*.

Capítulo 5: Condicionantes da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros: uma análise a partir da Econometria Espacial

5.1 Introdução

Como os médicos escolhem onde exercer a sua atividade? Por que existem muitos médicos em determinadas áreas de um país e poucos em outras? Existem diferenças entre as escolhas locais dos especialistas e clínicos gerais? Há necessidade e espaço para intervenções de políticas públicas no intuito de afetar a distribuição espacial dos médicos? Estas questões têm desafiado os economistas há algum tempo, porém as repostas não são muito claras. Este capítulo da tese pretende contribuir com estas complexas questões mostrando evidências para o caso brasileiro.

Considerações acerca da distribuição dos médicos são relevantes por diversas razões: para a maioria dos países a saúde é um bem meritório, portanto todos devem ter acesso aos cuidados de saúde. Apesar da universalidade do acesso aos cuidados de saúde ser garantido constitucionalmente e da equidade ser um dos principais objetivos do Sistema Único de Saúde (SUS), o Brasil continua a caracterizar-se por resultados insuficientes em termos da equidade no acesso, no financiamento e nos resultados de saúde (Medici, 2011; Andrade *et al.*, 2013). A distribuição desigual dos recursos humanos em saúde tem sido identificada como um fator que contribui para essas desigualdades persistentes (Medici, 2011). A partir deste ponto de vista, a escassez de médicos, e também a desigual distribuição geográfica dos clínicos gerais e especialistas principalmente dos médicos clínicos gerais devem ser evitadas.

O problema da má distribuição dos médicos não é exclusivo do Brasil, todos os países da OCDE enfrentam problemas relacionados com a distribuição espacial desigual dos médicos (Hann e Gravelle, 2004; Rosenthal *et al.*, 2005; Wanzenried e Nocera, 2008; Toyabe, 2009; Kuhn e Ochs, 2009). Mesmo países que apresentam um número elevado de médicos e de médicos por 1.000 habitantes, não asseguram que a sua distribuição espacial seja uniforme, apresentando níveis de concentração elevados em certas regiões em detrimento de outras, gerando um resultado socialmente indesejado.

Não há consenso acerca da distribuição ideal dos médicos. Estudos sugerem que uma maior densidade de médicos tende a estar associada com melhores resultados em saúde mesmo na presença de fatores socioeconômicos desfavoráveis. Em termos de equidade, a distribuição dos médicos deve atender as necessidades da população e fornecer acessibilidade suficiente aos serviços de saúde. No entanto, outras questões, como a eficiência e a segurança dos procedimentos também são consideradas importantes e podem resultar em distribuições diferentes daquelas que sugerem o princípio da equidade. A questão do *trade-off* entre equidade e eficiência na distribuição dos recursos de saúde provoca um intenso debate na economia da saúde.

O objetivo deste capítulo é analisar a distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros usando o arcabouço da econometria espacial. A distribuição destes profissionais está, em grande medida, associada à estrutura de oferta de serviços médicos. Devido às características da demanda de alguns tipos de cuidados médicos, a oferta da maior parte desses serviços não é uniformemente distribuída no espaço. Essas características podem estar relacionadas à existências de economias de escala e espoco, economias de localização e de urbanização.

A análise da distribuição espacial dos médicos evidencia que a atividade médica tende a se aglomerar em certos municípios. Como a oferta de serviços de um município depende da oferta de serviços de seus vizinhos, é razoável supor que a distribuição dos médicos também esteja condicionada pela distribuição espacial da oferta de serviços médicos. Desta maneira, o uso do instrumental da econometria espacial torna-se necessário para avaliar os principais determinantes da aglomeração da atividade médica e o papel da interação espacial entre os municípios na distribuição destes profissionais.

No intuito de investigar os determinantes da escolha locacional dos médicos em 5.564 municípios brasileiros para o ano de 2010, usaremos um modelo de escolha locacional que relaciona quantidade de médicos, de especialistas e clínicos gerais e um conjunto de aspectos relevantes. O primeiro conjunto de fatores proporciona uma *proxy* para a demanda por serviços dos médicos, aspectos demográficos e características socioeconômicas da população, ou seja, o tamanho da população, taxa de envelhecimento da população, renda *per capita* e índice de gini. O segundo conjunto de variáveis incluídas na análise pretendem captar a importância da infraestrutura da atividade médica em uma determinada área, ou seja, o número de leitos hospitalares, a quantidade de hospitais, de estabelecimentos de saúde, de equipamentos médicos e a

existência de faculdades de medicina. Além disso, pretendemos examinar se os clínicos gerais e os especialistas possuem comportamentos divergentes.

Compreender a dinâmica da localização dos médicos, dos clínicos gerais e dos especialistas torna-se fundamental para a elaboração de políticas de distribuição espacial dos serviços de saúde.

O presente capítulo está dividido em mais quatro seções além desta introdução. A próxima seção contém informações sobre os bancos de dados utilizados e a análise descritiva dos mesmos. A terceira seção apresenta a metodologia utilizada para implementar a estratégia empírica, contendo toda a estrutura econométrica. Por fim, a seção de análise de resultados apresenta as estimações realizadas e a discussão dos resultados.

5.2 Dados e análise descritiva

Como visto, o objetivo deste capítulo é analisar os determinantes da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros. O banco de dados utilizado é o do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde do Ministério da Saúde (CNES-MS) para o ano de 2010.

O CNES é um registro administrativo que pretende abranger a totalidade dos estabelecimentos de saúde no país. O estabelecimento de saúde pode ser tanto um hospital de grande porte quanto um consultório médico ou uma unidade de Vigilância Sanitária ou Epidemiológica. Sua estrutura inclui dados sobre área física, recursos humanos, equipamentos e serviços ambulatoriais e hospitalares. No que diz respeito aos profissionais médicos, é possível identificar, entre outros atributos a especialidade da atividade médica, segundo a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) do Ministério do Trabalho (MTE)

Foi utilizada a população total, renda *per capita*, o índice de gini e a taxa de envelhecimento da população com base no Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), disponibilizadas no Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil.

O número de faculdades de medicina em cada município foi obtido junto ao banco de dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira do Ministério da Educação (INEP-MEC) e corresponde ao número de faculdades fundadas antes de 2010.

Na tabela 5.1 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis que foram utilizadas no modelo empírico, cada uma com 5.564 observações que correspondem a cada município brasileiro no ano de 2010. As três primeiras são o número de médicos, de especialistas e de clínicos gerais por mil habitantes (medmil, espmil e clinicmil respectivamente) por município brasileiro, sendo a quantidade de médicos dividido pela população e multiplicado por 1.000. A média do número de médicos por mil habitantes é maior do que a média de clínicos gerais e especialistas. Os municípios de Botucatu – SP, Águas de São Pedro – SP, Niterói – RJ e Barueri – SP com indicadores de médicos por mil habitantes de 5,95, 5,91, 5,63 e 5,51 respectivamente se destacam e por outro lado observamos 400 municípios sem a presença de médicos. Para o caso dos médicos especialistas os municípios de Niterói – RJ (4,41) e Botucatu – SP (4,34) apresentam observações aberrantes no indicador de médicos especialistas por mil habitantes frente a um total 2.128 municípios sem a presença de médico especialista. Analisando os médicos clínicos gerais Águas de São Pedro - SP (3,69) e Arapeí – SP (2,80) se destacam com elevado indicador de médicos clínicos gerais por mil habitantes e 574 municípios não possuíam médicos clínicos gerais.

As variáveis que captam a infraestrutura da atividade médica como leitos hospitalares por mil habitantes (letmil), equipamentos hospitalares por mil habitantes (equipmil), número de hospitais (hosp.) e demais estabelecimentos de saúde (demais) apresentam média relativamente alta em torno de 1,8, 0,8, 1,2 e 39,1 respectivamente, porém observa-se uma alta dispersão levando a uma maior concentração dos serviços de saúde. Dessa forma a infraestrutura da atividade médica tende a se aglomerar em municípios ou regiões.

O tamanho da população (pop) capta a demanda por serviços médicos. A necessidade de interação entre consumidores e fornecedores de cuidados de saúde sugere que os médicos tendem a localizar-se junto dos seus clientes. A população num determinado município é uma medida para o tamanho do mercado e para o volume da demanda. Esperamos que o tamanho da população, esteja positivamente associada à localização dos médicos, em particular no caso dos médicos especialistas. O tamanho

médio da população dos municípios é de 34.282,48 (+- 203.130,6), com a população residente variando entre os 805 (Borá – SP) e 11.253.503 (São Paulo – SP) habitantes.

Tabela 5.1 Análise Descritiva das Variáveis

Variáveis		Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
medmil	(médicos por mil habitantes)	0,643	0,598	0	5,954
espmil	(médicos especialistas por mil habitantes)	0,266	0,425	0	4,407
clinicmil	(médicos clínicos gerais por mil habitantes)	0,377	0,287	0	3,694
letmil	(leitos hospitalares por mil habitantes)	1,809	2,137	0	31,288
equipmil	(equipamentos hospitalares por mil habitantes)	0,792	0,538	0	7,031
hosp.	(número de hospitais)	1,221	6,231	0	271
demais	(demais estabelecimentos de saúde)	39,071	241,738	1	12.341
pop	(população)	34.282,48	203.130,6	805	11.253.503
facul	(número de faculdades de medicina)	0,031	0,264	0	9
renda	(renda <i>per capita</i>)	483,444	238,870	95,59	2.008,98
envelhec	(taxa de envelhecimento da população)	8,397	2,423	1,46	20,42
gini	(índice de Gini)	0,494	0,066	0,28	0,8

Total de observações: 5.564

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

A variável número de faculdades de medicina (facul) é introduzida para testar a hipótese de que os médicos tendem a localizar-se perto dos hospitais universitários. No Brasil, os municípios com hospitais universitários são também, na sua maioria, municípios com faculdades de medicina. Apenas 170 municípios possuem faculdades de medicina, alguns desses municípios como São Paulo – SP e Rio de Janeiro – RJ possuem 9 e 5 faculdades de medicina respectivamente.

A variável renda (renda *per capita*) pretende capturar o impacto das diferenças de rendimento médio de cada município nas decisões de localização do médico. Além de medir a resposta dos médicos à maior demanda e à possibilidade de diferenciar os serviços, a variável também serve de *proxy* para a qualidade de vida das regiões e para o acesso a bens culturais e sociais. Esperamos que o seu impacto seja maior para os médicos especialistas. O valor médio da renda *per capita* é de R\$ 483,44 (+- R\$ 238,87), variando entre R\$ 95,59 (Marajá do Sena – MA) e R\$ 2.008,98 (São Caetano do Sul – SP).

A variável (envelhec) mede a taxa de envelhecimento da população do município que é a razão entre a população de 65 anos ou mais de idade e a população total multiplicado por 100. Quando consideramos os serviços de saúde, surge a discussão em torno da questão de não haver necessariamente uma correlação entre a demanda por cuidados de saúde e a necessidade de cuidados de saúde. A necessidade de cuidados de saúde tenderá a ser maior em áreas de população mais envelhecida. Em contrapartida, a demanda por cuidados de saúde poderá ser maior em áreas de maior renda *per capita* e de população mais instruída – tipicamente áreas urbanas onde a população é mais jovem. O valor médio da taxa de envelhecimento é de 8,39 (+-2,42), variando de 1,46 (Sapezal – MT) a 20,42 (Coqueiro Baixo – RS).

Em termos de desigualdade de renda (gini), os municípios brasileiros apresentam uma dispersão moderada em torno da média (0,49), já que 0,06 pontos em termos de índice de Gini é algo significativo. Itamarati – AM (0,8), São Gabriel da Cachoeira – AM (0,8) e Isaías Coelho – PI (0,79) se enquadram nos municípios mais desiguais. Os municípios de São José do Hortêncio – RS (0,28), Botuverá – SC (0,28) e São Vendelino – RS (0,29) são os menos desiguais.

5.2.1 Distribuição dos médicos entre municípios

Em 2010, existiam 5.564 municípios no Brasil, com população variando entre 805 (Borá – SP) e 11.253.503 habitantes (São Paulo – SP) e número de médicos por mil habitantes variando entre zero (em 400 municípios) e 5,95 (Botucatu – SP).

A tabela 5.2 apresenta dados sobre a participação de cada grupo de municípios, separados de acordo com seu tamanho populacional, no total da população e dos médicos (especialistas e clínicos gerais) no Brasil para o ano de 2010.

Tabela 5.2 Percentual de médicos por grupos de municípios de acordo com o tamanho da população – 2010

Tamanho da População	Número de municípios	pop.	Médicos	Especialistas	Clínicos Gerais
menos de 10 mil	2512	6,8	2,2	1,0	4,6
10 a 20 mil	1401	10,4	3,8	2,2	7,0
20 a 50 mil	1043	16,4	7,8	5,5	12,2
50 a 100 mil	325	11,7	7,8	6,6	10,2
100 a 200 mil	150	10,5	10,1	9,6	10,9
acima de 200 mil	133	44,2	68,4	75,2	55,1
Brasil (total)	5564	190747731	295485	195631	99854

Fonte: CNES - 2013 e Censo Demográfico do IBGE – 2010.

Grande parte dos municípios brasileiros possui uma população inferior a dez mil habitantes (45,1% dos municípios). Estes municípios contam com 6,8% da população do Brasil, 2,2% do total de médicos, apenas 1,0% dos médicos especialistas e 4,6% dos médicos clínicos gerais. No outro extremo estão os municípios com população acima de duzentos mil habitantes, 44,2% da população, 68,4% do total de médicos, 75,2% dos médicos especialistas e 55,1% dos médicos clínicos gerais. Estes dados indicam a existência de economias de escala contribuindo para a aglomeração da atividade médica, e estes fatores parecem agir com maior intensidade em relação aos médicos especialistas.

De acordo com a teoria da Economia Espacial, esta concentração de médicos nos municípios com mais de duzentos mil habitantes justifica-se por sua escala populacional, suas economias urbanas e a elevada renda *per capita* média de R\$ 883,17, enquanto a média do Brasil é de R\$ 483,44.

Percebemos que municípios com população abaixo de cinquenta mil habitantes concentram uma proporção maior de médicos clínicos gerais do que especialistas. Este fato pode estar indicando que a escala populacional é mais preponderante para a presença de médicos especialistas.

Dos 5564 municípios brasileiros, 400 (7,2%) não contavam com médicos em 2010. Estes municípios possuíam uma população média de 4.170 habitantes e renda *per capita* média de R\$ 452,84. Ou seja, são municípios que, de acordo com nossa análise, não possuem população e renda *per capita* suficientes para atrair médicos.

Para tentar compreender a concentração de médicos em certos municípios, dividimos os dados em dois grupos para analisar as suas características: (i) municípios com menos de um médico por mil habitantes; e (ii) municípios com mais de um médico por mil habitantes. O mesmo foi feito para médicos especialistas e clínicos gerais. As médias da população, da renda *per capita* e do número de hospitais em cada grupo estão presentes na tabela 5.3¹⁶.

Tabela 5.3 Médias da população, renda per capita e de hospitais por grupos de municípios com número de médicos abaixo e acima de 1

Médias	abaixo de um médico/mil hab.	acima de um médico/mil hab.	abaixo de um especialista/mil hab.	acima de um especialista/mil hab.	abaixo de um clínico/mil hab.	acima de um clínico/mil hab.
População	17518	112407	20838	262131	32910	73723
Renda <i>per capita</i> (R\$)	434,51	711,45	462,23	842,91	475,51	711,31
Hospitais	0,62	3,98	0,76	9,01	1,15	3,11

Fonte: CNES/MS e Censo Demográfico, 2010.

Obs.: A renda *per capita* está em valores correntes de 2010.

¹⁶ Foram realizados testes de médias baseados na distribuição *t* de *student* e verificou-se que todas são estatisticamente comparáveis (diferentes) a um nível de 5% de significância.

Os dados apontam uma clara distinção entre os municípios com número de médicos abaixo e acima de um. A população média dos municípios com menos de um médico por mil habitantes é 6,4 vezes menor que a dos que possuem mais de um médico por mil habitantes, esta relação é 12,6 vezes menor considerando apenas os médicos especialistas e apenas 2,2 vezes menor quando consideramos os médicos clínicos gerais. Notemos que a escala populacional é um fator de aglomeração que parece agir de maneira mais intensa para os médicos especialistas.

Municípios com mais de um médico por mil habitantes também possuem, em média, uma renda *per capita* superior à dos municípios com menos de um médico, o mesmo acontecendo para a média do número de hospitais. Podemos, portanto, indicar a importância da escala populacional, da renda *per capita* e dos hospitais como fatores de aglomeração de médicos.

Se analisarmos a distribuição dos médicos, da população, da renda *per capita*, dos hospitais e leitos hospitalares fica notória a confluência do adensamento de ambas. As figuras 5.1, 5.2, 5.3, 5.4 e 5.5, que constam de um mapa Kernel, mostram que os *clusters* de médicos no Brasil estão localizados, praticamente nas mesmas áreas onde se encontram a maior concentração da população, da renda *per capita*, dos hospitais e leitos hospitalares.

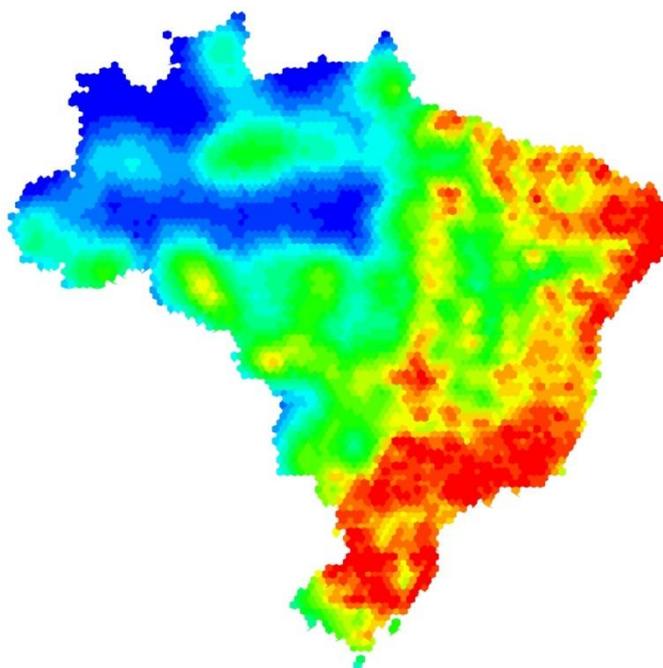


Figura 2.1 Médicos por mil habitantes no Brasil em 2010

Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do CNES/MS

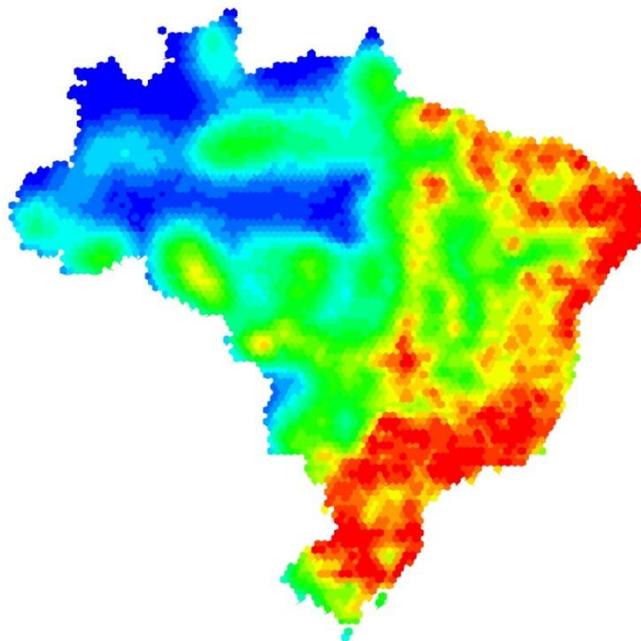


Figura 5.2 População no Brasil em 2010

Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do Censo Demográfico (IBGE)

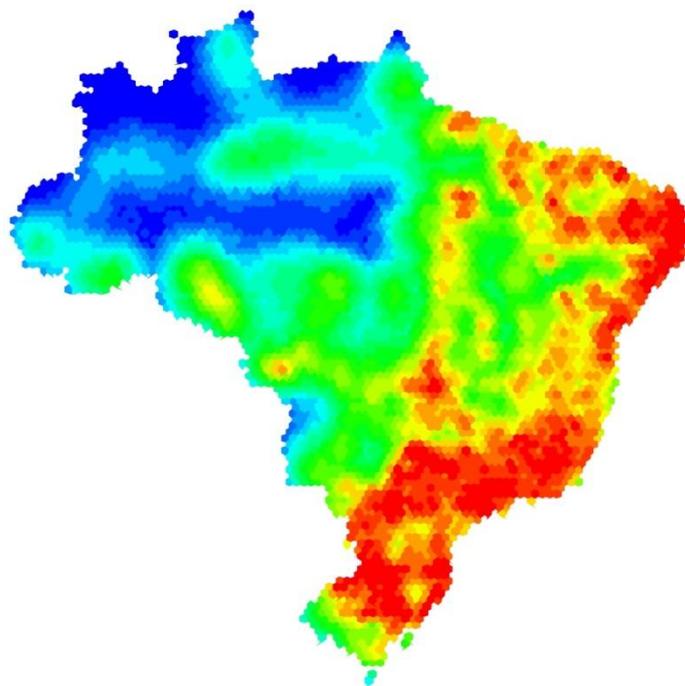


Figura 5.3 Renda per capita no Brasil em 2010

Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do Censo Demográfico (IBGE)

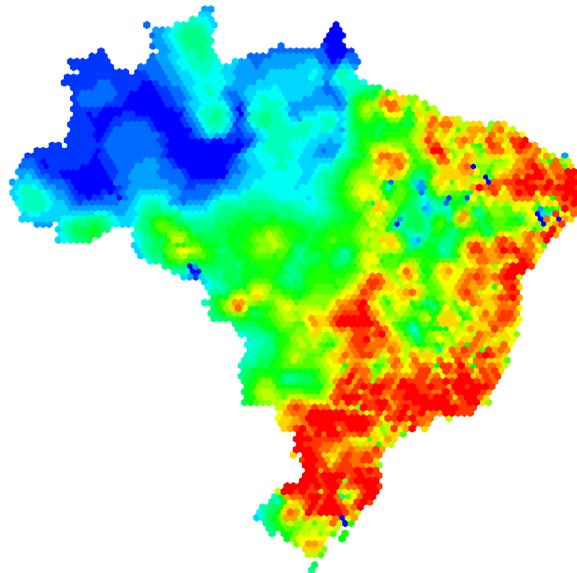


Figura 5.4 Hospitais por mil habitantes no Brasil em 2010

Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do CNES/MS

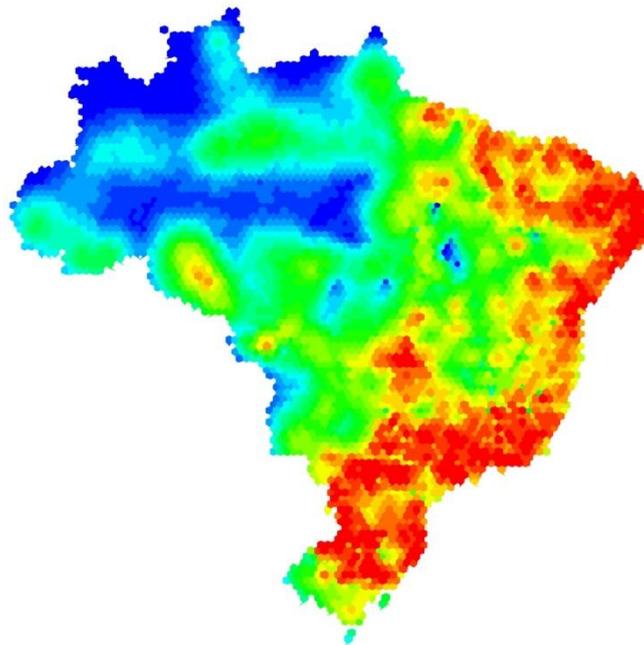


Figura 5.5 Leitos Hospitalares por mil habitantes no Brasil em 2010

Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do CNES/MS

5.3 Metodologia

A literatura de econometria espacial busca implantar nos modelos de regressão linear a influência das características dos vizinhos numa localidade próxima. Essa dependência em termos de espaço pode ser verificada na variável dependente, na(s) variável(eis) independente(s), na distúrbância ou até mesmo em mais de um tipo de variável simultaneamente. A incorporação da dependência espacial no modelo é feita por meio de uma matriz de pesos denominada \mathbf{W} , onde tais pesos são definidos de acordo com a importância que se atribui à uma observação vizinha. O mais comum na literatura é a construção de pesos espaciais a partir das características geográficas das unidades observadas, e tais pesos se reduzem à medida que a unidade se torna cada vez mais distante de uma referência (Tysler, 2006).

Após a escolha da matriz de pesos vem a configuração da forma funcional. No modelo clássico, tem-se que uma determinada característica está correlacionada com um conjunto de regressores mais um termo aleatório, ou seja:

$$y = \mathbf{X}\beta + u \quad (5.1)$$

onde “ y ” é o vetor da variável dependente, \mathbf{X} é a matriz das variáveis independentes e “ u ” o termo de erro. Se houver algum tipo de dependência espacial, tanto nos regressores quanto no regressando, os estimadores ($\hat{\beta}$) de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) serão viesados e o problema de endogeneidade emerge – viés de variável espacial omitida. Caso a influência espacial esteja concentrada apenas no erro, os estimadores de MQO não serão viesados, mas também não serão consistentes (Ertur e Legallo, 2003; Lesage e Pace, 2009). De qualquer maneira, é necessário detectar se, de fato, as observações vizinhas interferem de alguma forma.

O modelo em que os *spillovers* espaciais são observados na variável dependente denomina-se *Spatial Autorregressive Model* (SAR). Anselin e Bera (1998) atentam ao fato de incluir variáveis independentes no modelo sem que haja interferência espacial, o qual intitulou de *mixed regressive-spatial autorregressive model*. A forma da função é apresentada a seguir:

$$y = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}(\mathbf{X}\beta + u) \quad (5.2)$$

O modelo possui “n” observações e “k” parâmetros, onde “y” é um vetor de dimensão n x 1, **W** é a matriz de vizinhança de ordem n x n, **X** é uma matriz n x k, “β” é um vetor de parâmetros de dimensão k x 1, “u” é um vetor n x 1 e “ρ” o coeficiente espacial autorregressivo que mede o grau de dependência espacial. O termo $\rho\mathbf{W}y$ é comumente chamado de *lag* espacial e corresponde a influência das características representadas por “y” entre os vizinhos. Caso o coeficiente “ρ” não seja significativo, temos o modelo clássico de MQO.

Pode ser que a dependência espacial não se limite apenas em termos da variável dependente, dependendo do processo gerador de dados. Além do *lag* espacial do regressando, é possível que existam simultaneamente *spillovers* espaciais originados em regressores omitidos no termo de erro e que devam ser explicitados na equação. O modelo que contém dependência espacial em ambos é chamado de *Spatial Durbin Model* (SDM), como mostra a seguinte equação:

$$y = (I - \rho\mathbf{W})^{-1}(\mathbf{X}\beta + \mathbf{W}\mathbf{X}\gamma + u) \quad (5.3)$$

Se “ $\gamma = 0$ ”, então não há *feedback* espacial do regressor para observações vizinhas, e o modelo se equivale a um SAR. Cabe ressaltar que tanto no SAR quanto no SDM o termo de erro segue uma distribuição normal e apresenta matriz de covariância homocedástica, isto é: $u \sim N(0, \sigma^2\mathbf{I})$ (Lesage e Pace, 2009).

Quando o processo gerador de dados contém dependência espacial apenas no termo de erro tem-se o *Spatial Error Model* (SEM). Neste caso, a dificuldade de interpretação dos dados aumenta porque a dependência está em fatores que não são percebidos pelo econometrista, o que não acontece nos dois modelos anteriores, por exemplo. O modelo de regressão pode ser escrito com a seguinte notação:

$$y = \mathbf{X}\beta + \varepsilon \quad (5.4)$$

onde “ε” é o termo de erro com processo espacial autorregressivo (n x 1). Dentro dessa distúrbância encontra-se um erro totalmente aleatório, a saber:

$$\varepsilon = \lambda\mathbf{W}\varepsilon + u \quad (5.5)$$

onde \mathbf{W} é a matriz de pesos ($n \times n$), “ λ ” é o coeficiente espacial e “ u ” o erro aleatório ($n \times 1$). Substituindo (5.4) em (5.5) temos a forma reduzida:

$$y = \mathbf{X}\beta + (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}u \quad (5.6)$$

Outro modelo importante a se considerar é o SAC, que implementa dependência espacial no termo de erro e na variável dependente, sendo uma mistura de SAR com SEM. Sua forma funcional segue o seguinte esquema:

$$y = \rho\mathbf{W}_1 + \mathbf{X}\beta + \varepsilon, \text{ onde } \varepsilon = \lambda\mathbf{W}_2\varepsilon + u \quad (5.7)$$

Fazendo as devidas substituições e desenvolvendo a equação, tem-se:

$$y = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}_1)^{-1}\mathbf{X}\beta + (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}_2)^{-1}(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}_1)^{-1}u \quad (5.8)$$

Lesage e Pace (2009) atentam que a matriz \mathbf{W}_1 pode ser igual à matriz \mathbf{W}_2 , passando a se chamar de SARMA (*Spatial Autorregressive Moving Average Model*).

Nos modelos onde é encontrado algum tipo de dependência espacial a estimação por MQO gera estimadores viesados. Para tratar dessa questão, Lesage e Pace (2009) sugere a estimação por máxima verossimilhança. Uma hipótese importante para gerar a função de verossimilhança é a de que o termo de erro segue uma Distribuição Normal com *noise variance* (homocedástico). Com a estimação por Máxima Verossimilhança, os parâmetros estimados são assintoticamente consistentes e torna-se possível realizar inferência estatística.

Para sugerir qual a especificação mais apropriada para representar os dados, o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) é bastante apropriado. É o teste assintótico mais utilizado na literatura de econometria espacial por necessitar da estimação do modelo apenas sob a hipótese nula (Almeida, 2012). Ele pode ser realizado em sua versão tradicional ou robusta, tanto para o modelo que incorpora *lag*-espacial na variável dependente quanto no erro. No primeiro caso, temos as formas:

$$LM_{Lag} = \frac{\left(\frac{e'Wy}{(e'e)/n} \right)^2}{\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr(W'W + W^2)} \quad (5.9)$$

$$RLM_{Lag} = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e)/n} - \frac{e'We}{(e'e)/n} \right]^2}{\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr} \quad (5.10)$$

onde “ tr ” é o traço da matriz $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ e “ $\hat{\beta}$ ” é o estimador de MQO. O teste com o modelo de erro espacial, nas versões tradicional e robusta, assume as seguintes funções:

$$LM_{err} = \frac{\left(\frac{e'We}{(e'e)/n} \right)^2}{tr(W'W + W^2)} \quad (5.11)$$

$$RLM_{err} = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e)/n} - tr \left(\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr \right)^{-1} \frac{e'Wy}{(e'e)/n} \right]^2}{tr - tr^2 \left(\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr \right)^{-1}} \quad (5.12)$$

As estatísticas do teste LM segue uma distribuição Qui-Quadrado com apenas 1 grau de liberdade. Deve-se atentar que as versões robustas serão válidas apenas se as versões padrões forem significantes. Para decidir qual a das opções é a melhor, deve-se observar qual teste LM tem o menor p-valor – ou escolher a alternativa com maior

estatística LM. Se $RML > LM$ e for significativa, então deve-se selecionar a alternativa com maior RLM.

Em um modelo clássico de regressão linear os coeficientes das variáveis independentes indicam a correlação parcial com o regressando, sendo a derivada parcial da variável dependente em relação à independente. Quando se verifica que o processo gerador de dados incorpora influência de vizinhos, a interpretação dos estimadores torna-se mais rebuscada, já que a variável explicativa e/ou dependente defasada é capaz de afetar a sua própria região e também a seus vizinhos geográficos (Lesage e Pace, 2009).

Os modelos espaciais de regressão são capazes de ampliar o conjunto de informações para incluir outras oriundas de observações vizinhas. E os impactos estimados podem ser traduzidos pelos efeitos diretos, indiretos e totais. É possível gerar esses efeitos por meio dos modelos SAR, SDM e SAC – pois o *spillover* é observável –, trazendo assim uma interpretação rica e intuitiva. Como discutido anteriormente, a interpretação de dependência espacial nos modelos SEM é muito difícil e cabe acrescentar que não é possível obter essas medidas de impacto. Formalizando as três medidas citadas, temos:

Impacto Direto Médio – medida sumária que representa uma média dos efeitos de uma região “i” sobre ela mesma. Matematicamente é expressa como o traço da diagonal principal de $S_r(W)$, ou seja:

$$\bar{M}(r)_{direct} = n^{-1}tr(S_r(W)) \quad (5.13)$$

onde $S_r(W) = (I_n - \rho W)^{-1}I_n\beta_r$, “n” é o número de observações, “tr” é o traço da matriz e $\bar{M}(r)_{direct}$ é o efeito direto médio.

Impacto Total Médio – esta medida captura o impacto médio de todas as regiões incorporadas na matriz de vizinhança sobre uma determinada região “i”, incluindo o seu próprio efeito. Pode ser expressa da seguinte maneira:

$$\bar{M}(r)_{total} = n^{-1}l'_n S_r(W) l_n \quad (5.14)$$

onde l_n é um vetor coluna unitário e $\bar{M}(r)_{total}$ é o efeito total médio.

Impacto Indireto Médio – Mede a influência das observações vizinhas sobre a região “ i ”, sendo obtida pela diferença entre os efeitos Total e Direto, ou seja:

$$\bar{M}(r)_{indirect} = \bar{M}(r)_{total} - \bar{M}(r)_{direct} \quad (5.15)$$

Com base na análise realizada anteriormente, apresentamos um modelo de regressão que procura explicar a aglomeração de médicos (ou seja, o número de médicos por mil habitantes em um município) incluindo as variáveis destacadas como importantes fatores locacionais da atividade médica. Contudo, conforme verificado nas seções anteriores, existe claramente uma distinção no padrão de distribuição espacial entre médicos especialistas e clínicos gerais. Assim, optamos em separar estes médicos estimando três modelos: um considerando os médicos, outro os médicos especialistas e por fim apenas os médicos clínicos gerais. O modelo geral é descrito como

$$\begin{aligned} medmil_i = & \alpha + \beta_1 letmil + \beta_2 hosp + \beta_3 demais + \beta_4 equipmil + \beta_5 pop + \\ & \beta_6 facul + \beta_7 renda + \beta_8 txenvelhec + \beta_9 gini + \\ & \varepsilon_i \text{ com } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (5.16)$$

Em que, $medmil_i$ é o número de médicos por mil habitantes no município i (médicos especialistas no segundo modelo e de clínicos gerais no terceiro), $renda$ é a renda *per capita*, $gini$ índice de Gini que mensura o grau de desigualdade de renda, $txenvelhec$ é a taxa de envelhecimento da população, $facul$ é o número de faculdades de medicina, $leitmi$ e $equipmil$ são, respectivamente, o número de leitos e de equipamentos hospitalares por mil habitantes, $hosp$ e $demais$ são o número de hospitais e de demais estabelecimentos de saúde que, são utilizados para captar a estrutura de trabalho médico no município.

5.4 Análise dos resultados

Os resultados das estimações estão apresentados nesta seção e o objetivo é demonstrar de que forma as variáveis que influenciam o comportamento locacional da

atividade médica - juntamente com os fatores socioeconômicos - se correlacionam com o indicador do número de médicos por mil habitantes, procurando captar algum efeito de *spillover* das variáveis consideradas e também os efeitos diretos e indiretos. Inicialmente apresentaremos os resultados dos modelos para médicos em seguida para os médicos especialistas e por fim, considerando apenas os médicos clínicos gerais.

5.4.1 Modelos para Médicos por mil habitantes

Foram testados modelos empíricos que incorporam as características de atratividade da atividade médica e as socioeconômicas como variáveis explicativas e o número de médicos por mil habitantes como variável dependente. Foram utilizadas técnicas estatísticas para assegurar a escolha dos melhores modelos que representam a relação entre as variáveis para implementar a técnica da econometria espacial, visto que não foi implementado explicitamente um modelo teórico, apesar de que a inclusão das variáveis e o que elas nos informam estejam consoantes com a base teórica da distribuição espacial dos médicos.

Para averiguar se há presença e algum potencial efeito espacial nos dados é necessário à estimação do modelo pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para realizar o Teste do Multiplicador de Lagrange foi necessário inserir a matriz de vizinhança no modelo a se estimar, sendo testadas as matrizes tipo Queen, inverso da distância e *k-nearest neighbour*. A que melhor se ajustou aos dados foi a matriz Queen e foi utilizada para realizar as estimações, posteriormente.

A tabela 5.4 apresenta os resultados das estatísticas de teste e o seu respectivo *p*-valor para o teste LM. Os resultados do teste LM robusto rejeitam a hipótese de que há dependência espacial na variável dependente e no erro, porém o teste LM não robusto indica que pode haver dependência espacial, dessa forma estimamos os modelos SDM, SAR e SEM e verificamos se a dependência espacial deve ser eliminada desse modelo ou não através do teste da Razão de Verossimilhança (LR) que é apresentado na tabela 5.5 o teste indica que não devemos eliminar a dependência espacial. Os testes apontam posições contrárias, mas como são testes é mais prudente estimar o modelo espacial para não correr o risco de errar por variável omitida.

Tabela 5.4 Teste do Multiplicador de Lagrange para Médicos por Mil Habitantes

	Estatística de Teste	<i>p</i> -valor
LMerr	34.2622	0.000
LMLag	34.6401	0.000
RLMerr	1.9773	0.160
RLMlag	2.3551	0.125

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

Tabela 5.5 Teste da Razão de Verossimilhança para Médicos por Mil Habitantes

	Estatística de Teste	<i>p</i> -valor
LRlag	62.6103	0.000
LRerr	62.8469	0.000

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

A evidência de dependência espacial é razoável, não podemos afirmar que é muito forte, mas é uma questão a se considerar, ainda mais pelo fato de estarmos analisando dados em *cross-section*. Partindo dessa indicação de dependência espacial, foram realizadas as estimações por máxima verossimilhança incorporando a matriz Queen.

As hipóteses de normalidade e homoscedasticidade dos resíduos são importantes para garantir que a estimação gere estimadores não-viesados, e apenas a de normalidade para garantir a consistência. A tabela 5.6 indica as estatísticas e valores de probabilidade dos testes pelo teste *Breusch-Pagan* e *Shapiro-Francia*, que averiguam a presença de heteroscedasticidade e não-normalidade, respectivamente. Rejeitamos as hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos. Já a correlação entre as variáveis explicativas, embora exista, não se configurou como um problema de multicolinearidade. Assumiremos a Lei dos Grandes Números que garante que a distribuição dos resíduos converge em probabilidade para uma Distribuição Normal quando a amostra tende ao infinito para poder realizar as inferências.

As estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM são apresentadas na tabela 5.7. Os modelos SDM e SAR incorporam a variável dependente defasada espacialmente, o SDM inclui a dependência nos regressores, o modelo espacial SEM incorpora a dependência espacial apenas nos resíduos. Vale salientar que o vetor “ β ”

não pode ser interpretado da mesma maneira que em regressão clássica porque se deve considerar o peso das observações imposto pela matriz de vizinhança. Mesmo que a interpretação seja feita através das análises dos efeitos espaciais, a significância estatística dos coeficientes estimados por máxima-verossimilhança é importante porque os mesmos são argumentos na função dos efeitos Direto, Indireto e Total.

Tabela 5.6 Análise de Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos para Médicos por mil Habitantes

<i>Breusch-Pagan</i>	<i>p</i> -valor	<i>Shapiro-Francia</i>	<i>p</i> -valor
63.17	0.000	101.51	0.000

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

Nos modelos SDM e SAR o parâmetro ρ foi significativo, indicando que há *spillover* espacial por essas modelagens. No modelo SEM, a dependência espacial é observado nos resíduos, o coeficiente λ que capta a influência espacial nos resíduos foi significativo. Com parâmetro ρ positivo e significativo, os modelos SDM e SAR denotam que o *spillover* espacial acontecem na variável dependente e nas variáveis explicativas, onde a presença de médicos, de fatores associados a aglomeração da atividade médica (leitos hospitalares, hospitais, equipamentos, demais estabelecimentos de saúde e faculdades de medicina) e de mercado consumidor (população residente, renda *per capita*) nos municípios vizinhos está associada a um aumento no indicador de médicos por mil habitantes num determinado município, de modo geral.

Sem a obtenção dos efeitos sumários, não é possível fazer uma análise dos estimadores, tendo em vista que se deve considerar a informação incorporada pelas observações vizinhas. A análise das medidas sumárias foi realizada para os modelos SDM e SAR. Com a estimativa dos efeitos marginais é possível compreender de que forma uma característica de um determinado vizinho pode gerar um efeito de *feedback* num determinado município observado.

Deve-se ressaltar que esse tratamento corrige viés de variável omitida espacialmente, não permitindo tratar viés de outras variáveis. Mesmo existindo o viés por conta da omissão de variáveis explicativas, o viés dos estimadores é reduzido com o tratamento econométrico espacial.

Tabela 5.7 Estimacões dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM para Médicos por mil Habitantes

	OLS	SDM	SAR	SEM
Lnletmil	0.087 (0.000)	0.098 (0.000)	0.089 (0.000)	0.091 (0.000)
Lnhosp	0.039 (0.061)	0.057 (0.008)	0.043 (0.037)	0.043 (0.045)
Lndemais	0.164 (0.000)	0.197 (0.000)	0.169 (0.000)	0.168 (0.000)
Lnequipmil	0.137 (0.000)	0.118 (0.000)	0.130 (0.000)	0.127 (0.000)
Lnpop	0.318 (0.000)	0.255 (0.000)	0.306 (0.000)	0.309 (0.000)
Facul	-0.151 (0.182)	-0.101 (0.369)	-0.126 (0.264)	-0.176 (0.190)
Lnrenda	0.293 (0.000)	0.302 (0.000)	0.247 (0.000)	0.288 (0.000)
Ln envelhec	0.092 (0.081)	0.029 (0.725)	0.091 (0.092)	0.076 (0.404)
Gini	0.224 (0.377)	0.263 (0.358)	0.371 (0.173)	0.185 (0.764)
lag.lnletmil		-0.074 (0.000)		
lag.lnhosp		-0.055 (0.153)		
lag.lndemais		-0.048 (0.451)		
lag.lnequipmil		0.111 (0.069)		
lag.lnpop		0.092 (0.001)		
lag.facul		0.353 (0.041)		
lag.lnrenda		-0.002 (0.968)		

lag.lnenvelhec		0.168		
		(0.087)		
lag.gini		0.712		
		(0.021)		
Constante	-3.952	-4.898	-4.064	-3.808
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Rho		0.116	0.114	
		(0.000)	(0.000)	
Lambda				0.129
				(0.000)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p*-valor. Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

A tabela 5.8 mostra os resultados dos efeitos do modelo SDM e pode-se observar que os sinais são os mesmos obtidos com as regressões multivariadas, corroborando para assegurar o sentido dos mesmos. Todas as variáveis socioeconômicas e de atração da atividade médica apresentam algum efeito significativo. Como a variável dependente é a número de médicos por mil habitantes linearizado, os efeitos médios são interpretados como elasticidades e semi-elasticidades, em caso de regressor linearizado ou em nível, respectivamente.

A quantidade de leitos hospitalares gera um efeito médio direto positivo sobre as variáveis explicativas e no seu indicador de médicos por mil habitantes, visto que as condições de trabalho são importantes para atração da atividade médica. Já o efeito indireto tem sentido contrário, representando que um maior quantidade de leitos hospitalares num município vizinho está associado a uma menor quantidade de médicos e de fatores de atração da atividade médica num determinado município observado.

O fato de um município possuir estabelecimentos de saúde e equipamentos hospitalares também tem, em média, efeito positivo nas variáveis explicativas e na quantidade de médicos. Um aumento da quantidade de equipamentos hospitalares em um município vizinho está associado a uma maior quantidade de médicos num determinado município observado.

A quantidade de pessoas residentes num municípios gera um efeito médio direto positivo nas variáveis explicativas e no indicador de médicos por mil habitantes, confirmando que os médicos necessitam de demanda para os seus serviços. Um maior

nível populacional num município vizinho está associado a uma maior quantidade de médicos num determinado município observado, demonstrando a existência de *spillover* provocado pelas amenidades e pelo efeito *commuting*.

A presença de faculdades de medicina nos municípios vizinhos provoca um efeito indireto médio positivo, aumentando a quantidade de médicos no município observado e gerando um efeito *spillover*.

A renda *per capita* está entre os fatores destacados pela teoria da economia espacial como sendo um dos principais fatores locais da atividade econômica. Este fator age tanto atraindo médicos, unidades prestadoras de serviços de saúde, quanto aglomerando estes profissionais em uma localidade. Conforme podemos observar, os resultados do modelo indicam esta relação.

Tabela 5.8 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SDM para Médicos por mil Habitantes

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Lnletmil	0.097 (0.000)	-0.068 (0.000)	0.028 (0.194)
Lnhosp	0.054 (0.009)	-0.056 (0.192)	-0.0001 (0.996)
Lndemais	0.194 (0.000)	-0.029 (0.688)	0.164 (0.029)
lnequipmil	0.121 (0.000)	0.139 (0.037)	0.260 (0.000)
Lnpop	0.258 (0.000)	0.134 (0.000)	0.392 (0.000)
Facul	-0.095 (0.394)	0.381 (0.082)	0.286 (0.257)
Lnrenda	0.306 (0.000)	0.032 (0.743)	0.339 (0.000)
lnenvelhec	0.029 (0.725)	0.195 (0.093)	0.224 (0.010)
Gini	0.275 (0.369)	0.836 (0.115)	1.112 (0.029)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p-valor*. Os *p-valores* em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

A tabela 5.9 apresenta os resultados dos efeitos para o modelo SAR. Apenas as variáveis faculdade de medicina e índice de Gini não apresentam nenhum efeito significativo. Se um município possui uma rede de infraestrutura para a atividade médica (leitos, hospitais, equipamentos hospitalares e estabelecimentos de saúde)

provoca um efeito médio positivo sobre a sua quantidade de médicos. Os efeitos indiretos também são positivos mostrando que a ampliação da rede de infraestrutura médica num município vizinho está associado a uma maior quantidade de médicos num determinado município.

Os fatores socioeconômicos escala populacional e renda *per capita* também geram efeitos diretos positivos no indicador de médicos por mil habitantes no município observado. O crescimento populacional e da renda *per capita* num município vizinho também provocam aumento da quantidade de médicos.

O indicador taxa de envelhecimento da população proporciona um efeito médio direto positivo na quantidade de médicos, visto que as pessoas mais idosas necessitam de mais cuidados de saúde.

Tabela 5.9 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SAR para Médicos por mil Habitantes

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Lnletmil	0.089 (0.000)	0.011 (0.000)	0.101 (0.000)
Lnhosp	0.043 (0.029)	0.005 (0.062)	0.049 (0.030)
Lndemais	0.169 (0.000)	0.021 (0.002)	0.191 (0.000)
lnequipmil	0.129 (0.000)	0.016 (0.002)	0.145 (0.000)
Lnpop	0.308 (0.000)	0.039 (0.000)	0.347 (0.000)
Facul	-0.131 (0.248)	-0.016 (0.276)	-0.147 (0.248)
Lnrenda	0.251 (0.000)	0.031 (0.000)	0.283 (0.000)
lnenvelhec	0.090 (0.084)	0.011 (0.123)	0.101 (0.085)
Gini	0.383 (0.145)	0.049 (0.191)	0.432 (0.147)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p-valor*. Os *p-valores* em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

5.4.2 Modelos para Médicos Especialistas por mil habitantes

Procedimento semelhante é realizado para o modelo onde a variável dependente são os médicos especialistas. Inicialmente realizamos os testes de dependência espacial,

para averiguar a presença de *spillover*, as tabelas 5.10 e 5.11 contêm as estatísticas de teste o seu *p*-valor para os testes LM e LR. Ambos os testes apontam para a mesma direção de que há dependência espacial no modelo.

Tabela 5.10 Teste do Multiplicador de Lagrange para Médicos Especialistas por Mil Habitantes

	Estatística de Teste	<i>p</i> -valor
LMerr	52.0511	0.000
LMLag	44.3858	0.000
RLMerr	10.8364	0.075
RLMlag	3.1710	0.001

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

Tabela 5.11 Teste da Razão de Verossimilhança para Médicos Especialistas por Mil Habitantes

	Estatística de Teste	<i>p</i> -valor
LRlag	81.0942	0.000
LRerr	73.7511	0.000

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

Os mesmos comentários sobre a heteroscedasticidade e não-normalidade dos resíduos do modelo de médicos também valem neste caso (observar o valor do teste de *Breush-Pagan* e *Shapiro-Francia* na tabela 5.12).

Tabela 2.12 Análise de Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos para Médicos por mil Habitantes

<i>Breusch-Pagan</i>	<i>p</i> -valor	<i>Shapiro-Francia</i>	<i>p</i> -valor
237.42	0.000	122.32	0.000

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

As estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM são apresentadas na tabela 5.13. Nos modelos SDM e SAR o parâmetro *rhô* foi significativo, indicando que há *spillover* espacial por essas modelagens. No modelo SEM, a dependência espacial é observado nos resíduos, o coeficiente *lambda* que capta a influência espacial nos resíduos foi significativo. Com parâmetro *rhô* positivo e significante, os modelos SDM

e SAR denotam que o *spillover* espacial acontecem na variável dependente e nas variáveis explicativas. A presença de médicos especialistas em um município está associada a aglomeração da atividade médica (leitos hospitalares, hospitais, equipamentos, demais estabelecimentos de saúde e faculdades de medicina) e de mercado consumidor (população residente, renda *per capita*) nos municípios vizinhos.

Tabela 5.13 Estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM para Médicos Especialistas por mil Habitantes

	OLS	SDM	SAR	SEM
Lnletmil	0.110 (0.000)	0.112 (0.000)	0.112 (0.000)	0.110 (0.000)
Lnhosp	0.157 (0.000)	0.195 (0.000)	0.165 (0.000)	0.172 (0.000)
Lndemais	0.121 (0.002)	0.157 (0.000)	0.137 (0.000)	0.136 (0.000)
Lnequipmil	0.295 (0.000)	0.266 (0.000)	0.283 (0.000)	0.276 (0.000)
Lnpop	0.693 (0.000)	0.665 (0.000)	0.674 (0.000)	0.688 (0.000)
Facul	-0.578 (0.000)	-0.522 (0.000)	-0.529 (0.000)	-0.601 (0.000)
Lnrenda	0.844 (0.000)	0.675 (0.000)	0.747 (0.000)	0.825 (0.000)
Ln envelhec	0.164 (0.009)	-0.162 (0.099)	0.164 (0.020)	0.107 (0.077)
Gini	-0.420 (0.164)	-0.168 (0.644)	-0.142 (0.537)	-0.545 (0.012)
lag.Lnletmil		-0.024 (0.270)		
lag.Lnhosp		-0.191 (0.000)		
lag.Lndemais		-0.166 (0.030)		
lag.Lnequipmil		0.204 (0.005)		

lag.lnpop		-0.042		
		(0.235)		
lag.facul		0.332		
		(0.129)		
lag.lnrenda		0.229		
		(0.033)		
lag.lnenvelhec		0.636		
		(0.000)		
lag.gini		1.328		
		(0.006)		
Constante	-12.375	-12.948	-12.049	-12.091
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Rho		0.139	0.109	
		(0.000)	(0.000)	
Lambda				0.150
				(0.000)

Obs.: Os termos entre parênteses representam o *p*-valor. Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do INFOPOL SDS/PE, Censo Demográfico e CNEFE (IBGE).

A tabela 5.14 apresenta as estimações dos efeitos direto, indireto e total para o modelo SDM. Todas as variáveis explicativas do modelo apresentam algum efeito significativo. O aumento da quantidade de leitos hospitalares em um município provoca um efeito médio direto positivo nas variáveis que proporcionam aglomeração da atividade médica e no seu indicador de médicos especialistas por mil habitantes, mesmo que os leitos hospitalares dos municípios vizinhos não afete a quantidade de médicos especialistas do mesmo município observado (efeito indireto nulo).

Um aumento da quantidade de hospitais e de demais estabelecimentos de saúde como clínicas especializadas num município geram um efeito médio direto positivo sobre as variáveis explicativas e na sua quantidade de médicos especialistas. Já o efeito indireto tem sentido contrário, representando que uma maior quantidade de hospitais e de clínicas especializadas num município vizinho está associada a uma menor quantidade de médicos especialistas num determinado município observado. Isso demonstra o quanto à infraestrutura para a atividade médica é importante para os médicos especialistas.

Para a variável equipamentos hospitalares os efeitos direto e indireto são positivos, ou seja, o aumento da quantidade de equipamentos proporciona um efeito positivo nas demais variáveis explicativas do modelo e também na quantidade de médicos especialistas no município. O efeito indireto capta a influência positiva do município vizinho no indicador de médico especialista no município analisado. Os médicos especialistas necessitam desses equipamentos para poderem prestar os serviços de saúde especializada.

Outro fator aglomerativo de médicos especialistas é a escala populacional do município. Confirmando os resultados apontados pela teoria econômica que sugerem que quanto mais especializados, maior deve ser o mercado para garantir a viabilidade econômica do serviço médico prestado, neste caso os efeitos diretos são positivos.

A presença de faculdades de medicina no município vizinho provoca um efeito direto médio positivo, aumentando a quantidade de especialistas. A faculdade de medicina, em geral vinculada a um hospital universitário, atrai médicos em busca de aperfeiçoamento profissional, seja formalmente em cursos de especialização, ou apenas pelo contato com colegas de trabalho e acadêmicos gerando um efeito *spillover* para os municípios vizinhos.

A renda *per capita* está entre os fatores destacados pela teoria da economia espacial como sendo um dos principais fatores locais da atividade econômica. Uma renda *per capita* maior gera um efeito médio direto positivo nas demais variáveis explicativas e também na quantidade de médicos especialistas. O efeito indireto também é positivo, mostrando que o aumento da renda *per capita* em um município vizinho gera um aumento no indicador de médicos especialistas por mil habitantes e nos fatores que influem a escolha locacional do médico especialista no município observado.

Um aumento da taxa de envelhecimento da população num município parece estar associado a uma menor quantidade de médicos especialistas, visto que os médicos especialistas tendem a se localizar em áreas de maior renda *per capita* e de população mais instruída – tipicamente áreas urbanas onde a população é mais jovem. O efeito indireto é positivo mostrando que um aumento da taxa de envelhecimento num município vizinho pode provocar um aumento de médicos especialistas em um município observado.

Os municípios vizinhos que apresentam alto nível de desigualdade impactam positivamente na quantidade de médicos especialistas no município observado, visto

que os médicos especialistas tendem a oferecer serviços de saúde de média e alta complexidade que são mais caros.

Tabela 5.14 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SDM para Médicos Especialistas por mil Habitantes

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Lnletmil	0.112 (0.000)	-0.011 (0.654)	0.101 (0.000)
Lnhosp	0.189 (0.000)	-0.185 (0.000)	0.004 (0.938)
Lndemais	0.152 (0.000)	-0.162 (0.065)	-0.010 (0.907)
lnequipmil	0.272 (0.000)	0.278 (0.000)	0.551 (0.000)
Lnpop	0.667 (0.000)	0.057 (0.161)	0.725 (0.000)
Facul	0.516 (0.000)	0.308 (0.246)	0.208 (0.503)
Lnrenda	0.686 (0.000)	0.361 (0.001)	1.046 (0.000)
lnenvelhec	-0.144 (0.033)	0.693 (0.000)	0.549 (0.000)
Gini	-0.132 (0.715)	1.476 (0.023)	1.344 (0.035)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p*-valor. Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

A tabela 5.15 apresenta os resultados dos efeitos para o modelo SAR. Apenas a variável índice de Gini não apresenta efeito significativo. Se um município possui uma rede de infraestrutura para a atividade médica (leitos, hospitais, equipamentos hospitalares, estabelecimentos de saúde e a presença de faculdades de medicina) provoca um efeito médio positivo sobre a sua quantidade de médicos especialistas. Os efeitos indiretos também são positivos mostrando que a ampliação da rede de infraestrutura médica num município vizinho está associada a uma maior quantidade de médicos num determinado município.

Os fatores socioeconômicos escala populacional e renda *per capita* também geram efeitos diretos positivos no indicador de médicos especialistas por mil habitantes no município observado. O crescimento populacional e da renda *per capita* num município vizinho também provocam aumento da quantidade de médicos especialistas.

O indicador taxa de envelhecimento da população proporciona um efeito médio direto negativo na quantidade de médicos especialistas. Já o efeito médio indireto tem sentido contrário, representando que um aumento na taxa de envelhecimento num município vizinho parece estar associado a um aumento de médicos especialistas num determinado município observado.

Tabela 5.15 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SAR para Médicos Especialistas por mil Habitantes

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Lnletmil	0.113 (0.000)	0.013 (0.000)	0.126 (0.000)
Lnhosp	0.166 (0.000)	0.020 (0.062)	0.186 (0.030)
Lndemais	0.138 (0.000)	0.016 (0.006)	0.154 (0.000)
lnequipmil	0.283 (0.000)	0.034 (0.000)	0.318 (0.000)
Lnpop	0.675 (0.000)	0.082 (0.000)	0.756 (0.000)
Facul	0.523 (0.000)	0.063 (0.002)	0.587 (0.000)
Lnrenda	0.745 (0.000)	0.090 (0.000)	0.835 (0.000)
Ln envelhec	-0.165 (0.007)	0.019 (0.019)	0.185 (0.007)
Gini	-0.144 (0.637)	-0.016 (0.665)	-0.161 (0.639)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p*-valor. Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

5.4.3 Modelos para Médicos Clínicos Gerais por mil habitantes

Os mesmos procedimentos anteriores serão realizados para o modelo onde a variável dependente são os médicos clínicos gerais. A tabela 5.16 apresenta os resultados das estatísticas de teste e o seu respectivo *p*-valor para o teste LM. Os resultados do teste LM robusto rejeitam há hipótese de que há dependência espacial na variável dependente e no erro, porém o teste LM não robusto indica que pode haver dependência espacial, dessa forma estimamos os modelos SDM, SAR e SEM e verificamos se a dependência espacial deve ser eliminada desse modelo ou não através do teste da Razão de Verossimilhança (LR) que é apresentado na tabela 5.17. O teste

indica que não devemos eliminar a dependência espacial. Os testes apontam posições contrárias, mas como são testes é mais prudente estimar o modelo espacial pra não correr o risco de errar por variável omitida.

Tabela 5.16 Teste do Multiplicador de Lagrange para Médicos Clínicos Gerais por Mil Habitantes

	Estatística de Teste	<i>p</i> -valor
LMerr	65.2014	0.000
LMLag	62.9464	0.000
RLMerr	2.9319	0.087
RLMlag	0.6769	0.411

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

Tabela 5.17 Teste da Razão de Verossimilhança para Médicos Clínicos Gerais por Mil Habitantes

	Estatística de Teste	<i>p</i> -valor
LRlag	63.6730	0.000
LRerr	61.6392	0.000

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

Os mesmos comentários sobre a heteroscedasticidade e não-normalidade dos resíduos dos modelos de médicos e médicos especialistas também valem neste caso (observar o valor do teste de *Breush-Pagan* e *Shapiro-Francia* na tabela 5.18).

Tabela 5.18 Análise de Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes

<i>Breusch-Pagan</i>	<i>p</i> -valor	<i>Shapiro-Francia</i>	<i>p</i> -valor
10.16	0.001	21.14	0.000

Obs.: Os *p*-valores em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

As estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM são apresentadas na tabela 5.19. Nos modelos SDM e SAR o parâmetro *rhô* foi significativo, indicando que há *spillover* espacial por essas modelagens. No modelo SEM, a dependência espacial é observado nos resíduos, o coeficiente *lambda* que capta a influência espacial nos resíduos foi significativo. Com parâmetro *rhô* positivo e significante, os modelos SDM e SAR denotam que o *spillover* espacial acontecem na variável dependente e nas

variáveis explicativas. Desta forma, o número de médicos clínicos gerais em um município é influenciado positivamente pela média desse número nos municípios vizinhos, indicando a existência de um padrão de aglomeração espacial destes profissionais. Isto indica a presença de economias de aglomeração e também pode estar relacionado ao fato de que vários médicos clínicos gerais possuem trabalho em municípios vizinhos.

Tabela 5.19 Estimações dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes

	OLS	SDM	SAR	SEM
Lnletmil	0.059 (0.000)	0.075 (0.000)	0.064 (0.000)	0.067 (0.000)
Lnhosp	-0.029 (0.196)	-0.016 (0.495)	-0.024 (0.276)	-0.026 (0.254)
Lndemais	0.175 (0.000)	0.201 (0.000)	0.175 (0.000)	0.173 (0.000)
Lnequipmil	0.040 (0.228)	0.021 (0.521)	0.032 (0.324)	0.029 (0.380)
Lnpop	0.248 (0.000)	0.171 (0.000)	0.232 (0.000)	0.237 (0.000)
Facul	-0.233 (0.063)	-0.210 (0.093)	-0.218 (0.079)	-0.279 (0.024)
Lnrenda	-0.007 (0.864)	0.142 (0.123)	-0.022 (0.602)	-0.0005 (0.992)
Ln envelhec	0.049 (0.405)	0.035 (0.697)	0.049 (0.403)	0.041 (0.530)
Gini	0.268 (0.340)	0.083 (0.812)	0.386 (0.173)	0.249 (0.411)
lag.Lnletmil		-0.094 (0.000)		
lag.Lnhosp		-0.021 (0.618)		
lag.Lndemais		-0.010 (0.885)		
lag.Lnequipmil		0.086		

		(0.201)		
lag.lnpop		0.101		
		(0.006)		
lag.facul		0.497		
		(0.024)		
lag.lnrenda		-0.175		
		(0.100)		
lag.lnenvelhec		0.044		
		(0.715)		
lag.gini		0.564		
		(0.331)		
Constante	-1.603	-2.098	-1.896	-1.503
	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.000)
Rho		0.161	0.160	
		(0.000)	(0.000)	
Lambda				0.170
				(0.000)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p-valor*. Os *p-valores* em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

A tabela 5.20 apresenta as estimações dos efeitos direto, indireto e total para o modelo SDM. As variáveis explicativas hospitalares, equipamentos hospitalares, taxa de envelhecimento e índice de Gini não apresentam nenhum efeito significativo.

Um aumento na quantidade de leitos hospitalares num município gera um efeito médio direto positivo sobre as variáveis explicativas e na quantidade de médicos clínicos gerais. Já o efeito indireto tem sentido contrário, representando que um maior quantidade de leitos hospitalares num município vizinho está associada a uma menor quantidade de médicos clínicos num determinado município observado.

A variável demais estabelecimentos de saúde apresentam efeitos direto e indireto positivos. Mostrando que um aumento no número de postos de saúde e de unidades básicas num município está associado a uma maior quantidade de médicos clínicos gerais.

A presença de faculdades de medicina num município vizinho gera um efeito médio indireto positivo sobre a quantidade de médicos clínicos gerais num determinado

município observado, ou seja, esses municípios passam a ser um importante mercado para os médicos generalistas.

A quantidade de pessoas residentes num município tem, em média, efeito direto positivo sobre os médicos clínicos gerais. O efeito indireto também é positivo e o efeito *feedback* existe, ou seja, um maior nível populacional num município está associado a uma maior quantidade de médicos clínicos gerais num determinado município observado.

Um aumento da renda *per capita* num município vizinho gera um efeito médio indireto negativo no indicador de médicos clínicos gerais em um determinado município. A variável *gini* apesar de não ser significativa, é um resultado interessante, mostrando que a oferta de médicos clínicos gerais não depende do nível de desigualdade de renda no município, visto que por trabalharem na atenção básica de saúde devem estar mais espalhados no território nacional, a demanda por esses profissionais são pouco sensíveis a preço, já que esse tipo de médico serve a todo tipo de classe social.

Tabela 5.20 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SDM para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Lnletmil	0.072 (0.000)	-0.096 (0.000)	-0.023 (0.369)
Lnhosp	-0.015 (0.502)	-0.027 (0.570)	-0.043 (0.395)
Lndemais	0.202 (0.000)	0.024 (0.077)	0.226 (0.009)
lnequipmil	0.022 (0.495)	0.109 (0.155)	0.132 (0.105)
Lnpop	0.176 (0.000)	0.151 (0.000)	0.326 (0.000)
Facul	-0.194 (0.126)	0.534 (0.036)	0.340 (0.255)
Lnrenda	0.135 (0.128)	-0.173 (0.099)	-0.038 (0.581)
lnenvelhec	0.034 (0.694)	0.063 (0.609)	0.098 (0.304)
Gini	0.109 (0.749)	0.673 (0.287)	0.782 (0.194)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p-valor*. Os *p-valores* em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

A tabela 5.21 mostra os resultados dos efeitos para o modelo SAR. As variáveis números de hospitais, equipamentos hospitalares, renda *per capita*, taxa de envelhecimento da população e índice de Gini não apresentam nenhum efeito significativo.

O fato de um município ter leitos hospitalares gera um efeito médio direto positivo sobre o seu número de médicos clínicos gerais, e os leitos hospitalares dos municípios vizinhos afetam o número de médicos do mesmo município observado (efeito indireto). Os demais estabelecimentos de saúde em um município geram um efeito médio direto positivo sobre o seu número de médicos clínicos gerais, a presença desses estabelecimentos nos municípios vizinhos também afetam positivamente a presença de médicos clínicos gerais no município observado.

A quantidade de pessoas residentes em um município tem, em média, efeito direto positivo no número de médicos clínicos gerais, representando que um maior nível populacional num município está associado a um maior número de médicos clínicos gerais.

A presença de faculdades de medicina, afeta negativamente a quantidade de médicos clínicos gerais em um município, os médicos clínicos gerais como são generalistas estão mais voltados para o interior.

Tabela 5.21 Resultados dos Efeitos Direto, Indireto e Total do Modelo SAR para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes

	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
Lnletmil	0.064 (0.000)	0.012 (0.000)	0.076 (0.000)
Lnhosp	-0.026 (0.249)	-0.004 (0.268)	-0.031 (0.249)
Lndemais	0.176 (0.000)	0.032 (0.001)	0.209 (0.000)
lnequipmil	0.033 (0.326)	0.006 (0.341)	0.039 (0.326)
Lnpop	0.233 (0.000)	0.043 (0.000)	0.277 (0.000)
Facul	-0.213 (0.085)	-0.039 (0.108)	-0.253 (0.085)
Lnrenda	-0.022 (0.612)	-0.004 (0.612)	-0.02 (0.611)
Lnenvelhec	0.050 (0.377)	0.009 (0.388)	0.059 (0.377)
gini	0.386	0.072	0.459

(0.178)

(0.204)

(0.179)

Obs.: os termos entre parênteses representam o *p-valor*. Os *p-valores* em negrito indicam significância estatística.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações do CNES/MS e Censo Demográfico (IBGE).

6. Conclusão

Esta pesquisa se subdividiu em cinco capítulos que objetivaram analisar a distribuição espacial dos médicos no Brasil, tendo como unidades geográficas de análise as Grandes Regiões, as Unidades da Federação e os Municípios. Estudar o padrão da distribuição espacial dos médicos em diferentes unidades geográficas significa buscar evidências sobre o comportamento locacional do profissional médico, no intuito de subsidiar a adoção de políticas públicas que promovam uma maior cobertura e acesso aos serviços médicos.

Nesta oportunidade, repetimos as questões levantadas na introdução desta tese: A distribuição dos médicos mudou ao longo do tempo? Como os médicos escolhem onde exercer a sua atividade? Por que existem muitos médicos em determinadas áreas de um país e poucos em outras, quais os determinantes? Existem diferenças entre as escolhas locais dos especialistas e clínicos gerais?. A tese foi construída seguindo uma lógica que permitisse explorar essas questões.

Inicialmente foram apresentadas no capítulo 2 evidências empíricas acerca da desigualdade na distribuição espacial dos médicos no Brasil. Observamos que os aspectos demográficos exercem um papel importante na concentração dos médicos influenciando o seu padrão de distribuição espacial, percebe-se um desequilíbrio entre o tamanho da população e a disponibilidade de médicos principalmente nas regiões Norte e Nordeste e nas áreas rurais do território nacional, ou seja, a desigual distribuição espacial dos médicos não se limita apenas as regiões e Estados mais pobres da Federação. Apesar da oferta de médicos ter melhorado substancialmente isso não se traduz em uma distribuição mais equitativa.

Esse cenário é influenciado pela distribuição dos serviços de saúde no Brasil, que também apresentam características de desigualdade. A infraestrutura é um importante fator para atração da atividade médica, se os estabelecimentos de saúde encontram-se concentrados espacialmente irão promover uma concentração dos médicos nestas áreas onde existirá maiores oportunidades de trabalho.

Outro fator importante para a má distribuição dos médicos é a concentração das faculdades de medicina e das vagas em residência médica. As regiões Sudeste e Sul, concentram 62% das escolas e 80% das vagas dos programas de residência médica. Vários estudos destacam uma forte influência do local onde o médico fez a graduação e

a residência médica na sua escolha locacional (Kristiansen e Forbe, 1992; Burfield *et al.*, 1986; Pinto e Machado, 2000; Póvoa e Andrade, 2006). Estes trabalhos mostram que os médicos tendem a atuar nas áreas onde receberam o seu treinamento médico.

Com o propósito de avaliar a dinâmica na distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros, o capítulo 4 construiu um indicador importante para mensurar o padrão da distribuição espacial dos médicos que é o número de médicos por mil habitantes em 2007 e 2013 para os municípios brasileiros. Em seguida, partiu-se para uma análise dinâmica da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros, por meio inicialmente de uma matriz de transição markoviana e em seguida no intuito de incerir a dependência espacial entre os municípios foi realizada a análise através das cadeis espaciais de Markov.

Inicialmente a partir das matrizes de transição de Markov. Foi possível detectar uma tendência gradativa rumo a uma situação melhor no indicador de médicos por mil habitantes. A trajetória assumida pelos municípios brasileiros que estavam nos estados 1 e 2 no período estudado, apresentam uma considerável probabilidade de mobilidade para estados superiores onde o indicador de médicos por mil habitantes é o recomendável pela OMS. Percebe-se também que os municípios que encontravam-se nos estados superiores 3, 4 e 5 no indicador de médicos por mil habitantes apresentam forte probabilidade de permanência ou ascensão no indicador.

Quando inserimos a dependência espacial na análise, pretendemos responder ao seguinte questionamento: Existe algum efeito decorrente da proximidade de um município a municípios onde o indicador de médicos por mil habitantes é alto ou baixo?

Para responder a esse questionamento, utilizamos as Matrizes Espaciais de Markov, a partir das quais podemos concluir que a vizinhança afeta o número de médicos por mil habitantes de um município. Quando cercados por uma boa vizinhança (elevado indicador), o município tem quase três vezes mais chance de melhorar o seu indicador de médicos por mil habitantes, em relação à possibilidade de melhorar se estiver cercado por uma má vizinhança. Por outro lado, a má vizinhança aumenta em quase duas vezes a chance de fracasso. Isto indica que o *pull effect* (efeito da boa vizinhança em estimular o aumento do indicador) é maior que o *drag effect* (efeito da má vizinhança de retrair o indicador), pois vizinhos com maior indicador conseguem com 54,1% de chances melhorar o indicador de médicos por mil habitantes do município, enquanto que vizinhos com baixo indicador conseguem piorar seu indicador com 13,14%.

O capítulo 5 analisou os determinantes da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros no ano de 2010. Com o propósito de contribuir para o caso brasileiro foram apresentados os determinantes da escolha locacional do médico, distinguindo os tipos de médicos em especialistas e clínicos gerais. Os principais determinantes para atração da atividade médica são: o fator econômico (poder de compra), escala populacional, infraestrutura dos serviços de saúde, perspectivas de treinamento e capacitação e as amenidades. Constatamos a existência de assimetrias na distribuição espacial dos médicos e a consequente concentração destes profissionais em áreas onde os fatores de aglomeração da atividade médica estão presentes.

A análise da distribuição espacial dos médicos indicou a escala populacional e a renda *per capita* do município, que são fatores destacados na literatura e pela teoria econômica, em especial pela economia espacial, como sendo fatores importantes de aglomeração da atividade econômica. Os resultados apontam uma diferenciação na distribuição espacial dos médicos especialistas e clínicos gerais.

O objetivo do capítulo 5 foi investigar a relação entre o número de médicos por mil habitantes e os fatores socioeconômicos e de infraestrutura de serviços médicos. O foco foi averiguar o sentido das correlações entre os fatores e o indicador de densidade de médicos *per capita*, já que problemas advindos de viés de variável omitida de qualquer natureza são comuns em estudos econômicos e exigem técnicas estatísticas diferentes para tratar a questão. Dentro desse contexto, para contornar o viés de variável espacial omitida, foi proposta a metodologia de econometria espacial a fim de investigar os efeitos das observações vizinhas.

Dadas essas características, utilizando o instrumental da econometria espacial foram estimados modelos de regressão que buscaram captar as correlações existentes entre a quantidade de médicos, de médicos especialistas e clínicos gerais em um município (variáveis dependentes) e os determinantes de aglomeração da atividade médica (variáveis explicativas). As estimações dos modelos foram condizentes com a literatura e mostraram que a escala populacional é um fator aglomerativo importante para os médicos especialistas e para os clínicos gerais, a variável renda *per capita* é um determinante importante para os médicos especialistas e não para os clínicos gerais, a quantidade de estabelecimentos de saúde atraem o profissional médico, porém os médicos clínicos são mais propensos a praticarem nos postos de saúde e unidades básicas e ambulatoriais, a presença de faculdades de medicina mostrou-se

correlacionada positivamente com a quantidade de médicos especialistas e não com a de clínicos gerais.

As evidências encontradas reforçam a ideia da dificuldade do mercado em garantir uma distribuição equitativa dos médicos e converge para as conclusões obtidas por estudos recentes sobre a desigualdade socioeconômica na saúde no Brasil (Medici, 2011; Andrade *et al.*, 2013). Nestas circunstâncias, uma política de incentivos à localização dos médicos pode ser eficaz.

Para promover uma desconcentração do profissional médico, primeiramente analisando os resultados dos modelos, constatamos que os médicos especialistas e clínicos gerais respondem de forma diferente a alguns fatores que influenciam na sua escolha locacional. A partir dos resultados podemos concluir que os médicos clínicos gerais são mais propensos a se deslocarem para áreas mais remotas, dessa forma esse tipo de médico deve ser o foco das políticas públicas que visem promover uma desconcentração espacial do médico.

7. Referências

- ANDRADE, M. V.; NORONHA, K. V. M. D. S.; MENEZES, R. D. M.; SOUZA, M. N.; REIS, C. D. B.; MARTINS, D. R.; GOMES, L. Desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras em 1998 e 2008. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 4, p. 623-645, 2013.
- ALMEIDA, Eduardo. *Econometria Espacial*. Campinas–SP. Alínea, 2012.
- ANSELIN, Luc. *SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data*. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1992.
- ANSELIN, Luc. *Spatial econometrics: methods and models*. Springer, 1988.
- ANSELIN, Luc. Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. In: LONGLEY, P.; BROOKS, S.; MCDONNELL R.; MACMILLAN, B. (eds). *Geocomputation, a primer*. Wiley: New York, 1998.
- ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v.27, n.2, p. 91-115, 1995.
- ANSELIN, Luc. *Spatial econometrics*. Dallas: Bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas, 1999.
- ANSELIN, L.; BERA, A. *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*. In: Handbook of applied economic statistics, edited by Amman Ullah and David E.A. Giles. New York: Marcel Dekker. 1998.
- ARRUDA, B. K. G. de (Org.). *A educação profissional em saúde e a realidade social*. Recife: IMIP, Ministério da Saúde. (Série Publicações Científicas do Instituto Materno Infantil de Pernambuco – IMIP, nº 1), 2001.
- BALDWIN, Richard E.; MARTIN, Philippe. Agglomeration and regional growth. *Handbook of regional and urban economics*, v. 4, p. 2671-2711, 2004.
- BASU, K. E RAJBHANDARY, S. Interprovincial migration of physicians in Canada: what are the determinants? *Health Policy*, v. 76, p. 186-193, 2006.
- BECKER, Gary S.; PHILIPSON, Tomas J.; SOARES, Rodrigo R. The Quantity and Quality of Life and the Evolution of World Inequality. *American Economic Review*, v. 95, n. 1, p. 277-291, 2005.
- BENHAM, L., MAURIZI, A., REDER, M. W. Migration, location and remuneration of medical personnel: physicians and dentists. *Review of Economics and Statistics*, v.50, n.3, p.332-347, Aug. 1968.
- BITTAR, O. J. N. V. O mercado médico no Brasil. *Revista de Administração Pública*, v. 33, n. 1, p.55-66, jan./fev. 1999.

BLOOM, David E.; CANNING, David. Health and economic growth: reconciling the micro and macro evidence. *Center on Democracy, Development and the Rule of Law Working Papers*, 2005.

BLOOM, David E. e SACHS, Jeffrey. Geography, Demography, and Economic Growth in Africa. *Brookings Paper Economic Activity*. n. 2, 207-73, 1998.

BOLDUC, D., FORTIN, B., FOURNIER, M.-A.: The effect of incentive policies on the practice location of doctors: a multinomial probit analysis. *J. Lab. Econ.* 14(4), 703–32, 1996.

BOSTIC, Raphael W.; GANS, Joshua S.; STERN, Scott. Urban productivity and factor growth in the late nineteenth century. *Journal of Urban Economics*, v. 41, n. 1, p. 38-55, 1997.

BROWN, M.: Do physicians locate as spatial competition models predict? Evidence from Alberta. *Can. Med. Assoc. J.* 48(8), 1301–1307, 1993.

BROWN, M.: Using Gini-style indices to evaluate the special pattern of health practitioners: theoretical considerations and an application based on Alberta data. *Soc. Sci. Med.* 38(9), 1243–1256, 1994.

BUENO, F. *Cadeias de Markov: práticas e aplicações*. Araranguá: CEFETSC, 2008.

BURFIELD, W. B., HOUGH, D. E., MARDER, W. D. Location of medical education and choice of location of practice. *Journal of Medical Education*, v.61, n.7, p.545-554, July, 1986.

CÂMARA, G.; CARVALHO, M. S. Análise espacial de eventos. *Análise espacial de dados geográficos. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária Cerrados (Embrapa Cerrados), Planaltina, Distrito Federal*, p. 53-122, 2004.

CARLSEN, F.; GRYTEN, J.: Consumer satisfaction and supplier-induced demand. *J. Health Econ.* 19(5), 731–735, 2000.

CHOMITZ, K. M.; SETIADI, G.; AZWAR, A.; ISMAIL, N. What do doctors want? Two empirical estimates of Indonesian physicians' preferences regarding service in rural and remote areas. *Washington, DC: Development Research Group, World Bank*, 1998.

CICCONE, A.; HALL, R. E. Productivity and density of economic activity. *The American Economic Review*. V. 86, n. 1, p. 54-70, mar., 1996.

COOPER, J. K.; HEALD, K.; SAMUELS, M. Affecting supply of rural physicians. *American Journal of Public Health*, v.67, n.8, p.756-759, Aug. 1977.

COOPER, J. K.; HEALD, K.; SAMUELS, M. The decision for rural practice. *Journal of Medical Education*, v.47, n.12, p.939-944, Dec. 1972.

COMBES, Pierre P. *et al.* Agglomeration and the adjustment of the spatial economy. *Centre for Economic Performance. Discussion Paper n° 689*, may, 2005.

CORREIA, I.; VEIGA, P. Geographic distribution of physicians in Portugal. *The European Journal of Health Economics*, v. 11, n. 4, p. 383-393, 2010.

COSTA, M. A.; ASSUNÇÃO, R. M. Uma Análise de Desempenho dos Métodos SCAN e BESAG&NEWELL na Detecção de Clusters Espaciais. In: *GeoInfo*. 2003.

DATASUS (Banco de dados do Sistema Único de Saúde), <http://w3.datasus.gov.br/datasus/index.php>.

DIXIT, Avinash K.; STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, p. 297-308, 1977.

EASTERBROOK, M. et al. Rural background and clinical rural rotations during medical training: effect on practice location. *Canadian Medical Association Journal*. v.160, n.8, p.1159-63, Apr. 1999.

ELLISON, G.; GLAESER, E. L. Geographic concentration in U.S. manufacturing industries: a dartboard approach. *Journal of Political Economy*. V. 105, n. 5, p. 889-927, 1997.

ERTUR, LEGALLO. An Exploratory Spatial Data Analysis of European Regional Disparities, 1980-1995. In: *Fingleton, Growth*. Springer, 2003.

EVANS, R. Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. In: Perlman, M. (ed.) *The economics of health and medical care*, pp. 162-173. Macmillan, London, 1974.

FEUERWERKER, L. C.M. A formação de médicos especialistas e a residência médica no Brasil. *Saúde em Debate*, v. 25, n. 57, p. 39-54, jan./abr. 2001.

FOSTER, S., GORR, W.: Federal health care policy and the geographic diffusion of physicians: a macro-scale analysis. *J. Pol. Sci.* 25(2), 117-134, 1992.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. *The spatial economy: cities, regions, and international trade*. Cambridge: MIT Press, 1999.

GALLUP, J. L.; SACHS, J. D. The Economic Burden of Malaria. *American Journal Tropical Medicine and Hygiene*. v. 64, suppl. 1, 85-96, Jan. 2001

GARCIA-MILA, Teresa; MCGUIRE, Therese J. Industrial mix as a factor in the growth and variability of states' economies. *Regional Science and Urban Economics*, v. 23, n. 6, p. 731-748, 1993.

GARDINER, Ben *et al.* Competitiveness, productivity and economic growth across the European regions. *Regional Studies*. V. 38, n.9, p. 1045-1067, dec, 2004.

GOIC, A. Distribución geográfica de los médicos en Chile. *Revista Medica de Chile*, v.123, n.3, p.306-311, Mar. 1995.

GRAVELLE, H., SUTTON, M.: Inequality in the geographical distribution of general practitioners in England and Wales 1974–1995. *Pol. J. Health Serv. Res* 6, 2–13, 2001.

HANCOCK, C., STEINBACH, A., NESBITT, T. S., ADLER, S. R.; AUERSWALD, C. L. Why doctors choose small towns: a developmental model of rural physician recruitment and retention. *Social science & medicine*, v. 69, n. 9, p. 1368-1376, 2009.

HANN, M.; GRAVELLE, H. The maldistribution of general practitioners in England and Wales: 1974–2003. *Br. J. Gen. Pract.* 24(509), 894–898, 2004.

HOOVER, E. M. *Location theory and the shoe and leather industries*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1936.

HOOVER, E. M. Spatial price discrimination. *Review of Economic Studies*. V. 4, n. 3, p. 182-191, jun., 1937.

HOOVER, E. M. *The location of economic activity*. New York: McGraw-Hill, 1948.

HOLMES, J. E., MILLER, D. A. Factors affecting decisions on practice locations. *Journal of Medical Education*, v.61, n.9, p.721-726, Sept. 1986.

HOREV, T., PESIS-KATZ, I., MUKAMEL, D.: Trends in geographic disparities in allocation of health care resources in the US. *Health Pol.* 68, 223–232, 2004.

HURLEY, J.: Physicians' choices of speciality, location and mode. *J. Hum. Resour.* 26(1), 4–71, 2001.

HURLEY, J.: Simulated effects of the income based policies on the distribution of physicians. *Med. Care* 28(3), 57–62, 1990.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Economia da Saúde: uma perspectiva macroeconômica 2000-2005*. Rio de Janeiro, 2008.

ISARD, W. *et al. Methods of inter-regional and regional analysis*. Aldershot: Ashgate, 490p., 1998.

JACOBSEN, Joyce P.; LEVIN, Laurence M. Marriage and migration: Comparing gains and losses from migration for couples and singles. *Social Science Quarterly*, v. 78, n. 3, p. 688-709, 1997.

JACOBSEN, Joyce P.; LEVIN, Laurence M. The effects of internal migration on the relative economic status of women and men. *The Journal of Socio-Economics*, v. 29, n. 3, p. 291-304, 2000.

KAZANJIAN, A.; PAGLICCIA, N. Key factors in physicians' choice of practice location: findings from a survey of practitioners and their spouses. *Health and Place*, v.2, n.1, p.27-34, Mar. 1996.

KNAAP, G. Doctors and their workshops: a spatial perspective. *Regional Science and Urban Economics*. V. 19, n. 1, p. 143-157, feb., 1989.

KRAFT, K.; SCHULENBURG, J.: Coinsurance and supplier-induced demand in medical care: what do we have to expect as the physician's response to increased out-of-pocket payments? *J. Inst. Theor. Econ. (Z. Gesamte Staatswiss.)* 142, 360–379, 1986.

KRALJ, B. Physician distribution and physician shortage intensity in Ontario. *Canadian Public Policy*, v.21, n.2, p.167-178, 2001.

KRISTIANSEN, I. S., FORDE, O. H. Medical specialists' choice of location: the role of geographical attachment in Norway. *Social Science & Medicine*, v.34, n.1, p.57-62, Jan. 1992.

KRUGMAN, Paul R. *Geography and trade*. MIT press, 1991a.

KRUGMAN, Paul R. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*. V. 99, n. 3, pp. 483-499, jun, 1991b.

KUHN, M., OCHSEN, C.: Demographic and geographic determinants of regional physician supply, Thuenen-Series of Applied Economic Theory 105, *University of Rostock, Institute of Economics, Germany*, 2009.

KUHN, Michael; OCHSEN, Carsten. *Demographic and geographic determinants of regional physician supply*. Thünen-series of applied economic theory, 2009.

LEONARDSON, G., LAPIERRE, R. HOLLINGSWORTH, D. Factors predictive of physician location. *Journal of Medical Education*, v.60, n.1, p.37-43, Jan. 1985.

LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, 2009.

MACHADO, M. H. *Os médicos no Brasil: um retrato da realidade*. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz, 1997.

MACIEL FILHO, Romulo. Estratégias para a distribuição e fixação de médicos em sistemas nacionais de saúde: o caso brasileiro. *Rio de Janeiro: Instituto de Medicina Social da Universidade do Estado do Rio de Janeiro*, 2007.

MARKOV, A. A. *Extension of the limit theorems of probability theory to a sum of variables connected in a chain*. Reprinted in Appendix B of: R. Howard. *Dynamic Probabilistic Systems*, volume 1: Markov Chains. John Wiley and Sons, 1971.

MARSHALL, Alfred. *Princípios de economia*. Síntesis, 2005.

MARTINS, M. de A.; SILVEIRA P. S. P.; SILVESTRE, Daniel. *Estudantes de Medicina e Médicos no Brasil: Números Atuais e Projeções*. *Faculdade de Medicina da USP: São Paulo*, 2013.

MCDONALD, J. T. E WORSWICK, C. The migration decisions of physicians in Canada: The roles of immigrant status and spousal characteristics. *Social Science e Medicine*, v. 75, p. 1581-1588, 2012.

MEDICI, André. Propostas para melhorar a cobertura, a eficiência e a qualidade no setor saúde. *Brasil: A nova agenda social*. Rio de Janeiro: Editora LTC, p. 21-88, 2011.

MILLS, E. S. *Studies in the structure of the urban economy*. Baltimore: The Johns Hopkins Press, 1972.

NEWHOUSE, J., WILLIAMS, A., BERNETT, B., SCHWARTZ, W.: Does the geographical distribution of physicians reflect market failure? *Bell J. Econ.* 13, 493–506, 1982.

OECD. Organization for Economic Cooperation and Development. *Health at a Glance 2011: OECD Indicators*. OECD, 2011.

PINTO, L. F., MACHADO, M. H. Médicos migrantes e a formação profissional: um retrato brasileiro. *Revista Brasileira de Educação Médica*, v.24, n.2, p.53-64, 2000.

PITBLADO, J. R., PONG, R. W. *Geographic distribution of physicians in Canada*. Ottawa, ON: Health Canada, 1999.

PIXLEY, J. Life course patterns of career-prioritizing decisions and occupational attainment in dual-earner couples. *Work and Occupations*, v. 35, n. 2, p.127-163, 2008.

POLITZER, R. M.; CULTICE, J. M.; MELTZER, A. J. The geographic distribution of physicians in the United States and the contribution of international medical graduates. *Medical Care Research and Review*, v. 55, n. 1, p. 116-130, 1998.

PONG, Raymond W.; PITBLADO, J. Roger. *Geographic distribution of physicians in Canada: beyond how many and where*. Canadian Institute for Health Information= Institut canadien d'information sur la santé, 2005.

PÓVOA, L.; ANDRADE, M. Distribuição geográfica dos médicos no Brasil: uma análise a partir de um modelo de escolha locacional. *Cad. Saúde Pública* 22(8), 1555-1564, 2006.

REY, Sergio J. Spatial empirics for economic growth and convergence. *Geographical Analysis*. V. 33, n. 3, p. 194-214, 2001.

RICE, Patricia *et al.* Spatial determinants of productivity: analysis for the regions of Great Britain. *Regional Science and Urban Economics*. V. 36, p. 727-752, nov, 2006.

RICE, T., LABELLE, R.: Do physicians induce demand for medical service? *J. Health Polit. Pol. Law* 14, 587–600, 1989.

RIMLINGER G. V.; STEELE, H. B. An economic interpretation of the spatial distribution of the physicians in the U. S. *Southern Economic Journal*, v.30, n.1, p.1-12, July, 1963.

RODRIGUES, C. F. L. *Cadeis de Markov clássicas e quânticas*. UFRGS. Dissertação de mestrado. Porto Alegre – RS, 2006.

ROSENTHAL, M.; ZASLAVSKY, A.; NEWHOUSE, J.: The geographic distribution of physicians revisited. *Health Serv. Res.* 40, 1931–1952, 2005.

ROSKO, M. D.; BROYLES, R. W. *The economics of health care: a reference handbook*. New York; London: Greenwood. Cap.10: The geographic distributions of physicians: choice of location, p.305-321, 1988.

SALIM, R. A. A. D. *Força de trabalho em saúde: o emprego em saúde como expressão das políticas de reforma na organização social dos serviços*. 1992. Dissertação (Mestrado em Saúde Comunitária) - Departamento de Medicina Preventiva/ Universidade Federal da Bahia (DMP/UFBA), Salvador, 1992.

SCHWARTZ, L. E.; CANTWELL, J. R. Weiskotten survey, class of 1960: A profile of physician location and specialty choice. *Academic Medicine*, v. 51, n. 7, p. 533-40, 1976.

SCHWARTZ, W. B.; NEWHOUSE, J. P.; BENNETT, B. W.; WILLIAMS, A. P. The changing geographic distribution of board-certified physicians. *The New England journal of medicine*, v. 303, n. 18, p. 1032-1038, 1980.

SCHEFFER, M.; CASSENOTE, A.; BIANCARELLI, A. Demografia médica no Brasil: cenários e indicadores de distribuição. São Paulo: *Conselho Regional de Medicina do Estado de São Paulo: Conselho Federal de Medicina*, 2013.

SCHEFFLER, R. M. The relationship between medical education and the statewide per capita distribution of physicians. *Journal of Medical Education*, v.46, n.11, p.955-998. Nov. 1971.

SOARES, Rodrigo R. Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities? *Journal of Development Economics*, v. 84, p. 590-608, 2007.

SOARES, Rodrigo R. Mortality Reduction Educational Attainment, and Fertility Choice. *The American Economic Review*, v. 95, n. 3, pp. 580-601, Jun. 2005.

SOARES, Rodrigo R. The effect of longevity on schooling and fertility: evidence from the Brazilian Demographic and Health Survey. *Journal of Population Economics*, v. 19, n. 1, p. 71-97, 2006.

THISSE, Jacques-François. Agglomeration and regional imbalance. Why? and is it bad?. *European Investment Bank Papers*. V. 5, n. 2, p. 47-67, 2000.

TOYABE, S. Trend in geographic distribution of physicians in Japan International. *Journal for Equity in Health*, v. 8 p. 5, 2009.

TYSZLER, Marcelo. Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial. *Fundação Getúlio Vargas*, 2006.

WANZENRIED, Gabrielle; NOCERA, Sandra. The Evolution of Physician Density in Switzerland. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, v. 144, n. II, p. 247-282, 2008.

WATSON, C.: The relationship between physician practice location and medical school area: an empirical model. *Soc. Sci. Med.* 14D, 63–69, 1980.

WHEATON, William C.; LEWIS, Mark J. Urban wages and labor market agglomeration. *Journal of Urban Economics*, v. 51, n. 3, p. 542-562, 2002.

WHO. World Health Organization. Macroeconomics and Health: Investing in health for economic development. *Report of the commission on macroeconomics and health*, 2001.

WHO. World Health Organization. Global Health Indicators. *World Health Statistics*, 2010.

WILLIAMS, A. P.; SCHWARTZ, W. B.; NEWHOUSE, J. P.; BENNETT, B. W. How many miles to the doctor?. *The New England journal of medicine*, v. 309, n. 16, p. 958-963, 1983.