

**CONDICIONANTES DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DA
ECONOMETRIA ESPACIAL**

Área: Economia Regional

Pablo Aurélio Lacerda de Almeida Pinto

Professor da Universidade de Pernambuco (UPE)

Dr. em Economia pelo PIMES/UFPE

E-mail: pabloaurelioap@hotmail.com

Endereço: Rua Severino Figueiredo, 128, Conjunto Universitário – Campina Grande/PB.

Telefone: (83) 999682525

Tatiane Almeida de Menezes

Professora Dra. do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE.

Pesquisadora CNPq.

E-mail: tatianedemenezes@gmail.com

Roberta de Moraes Rocha

Professora Dra. do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE/CAA.

e-mail: roberta_rocha_pe@yahoo.com.br

CONDICIONANTES DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DA ECONOMETRIA ESPACIAL

RESUMO

Esta pesquisa tem o propósito de investigar a distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros, procurando avaliar os principais fatores condicionantes da aglomeração da atividade médica. 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. 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. 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.

Palavras-Chave: Distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros; Econometria espacial.

Abstract

This research has the aim of investigate the spatial distribution of physicians in Brazilian municipalities, seeking to evaluate the main conditions facts of agglomeration of medical activity. 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. 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 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.

Keywords: Spatial distribution of physicians in Brazil; Spatial econometrics.

Classificação JEL: R12, R15, Z18.

CONDICIONANTES DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS MÉDICOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DA ECONOMETRIA ESPACIAL

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 artigo 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 trabalho 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 condicionantes da aglomeração da atividade médica e o papel da interação espacial entre os municípios na distribuição destes profissionais.

No intuito de investigar os condicionantes 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 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 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 cinco seções além desta introdução. A próxima seção apresenta uma revisão da literatura sobre o tema da distribuição espacial dos médicos. A terceira seção contém informações sobre os bancos de dados utilizados e a análise descritiva dos mesmos. Na quarta seção apresentamos a metodologia utilizada para implementar a estratégia empírica, contendo toda a estrutura econométrica. A quinta seção de análise de resultados, apresenta as estimações realizadas e a discussão dos resultados. Por fim, as considerações finais.

2. Revisão da Literatura

Wanzeried e Nocera (2008) destacam que a distribuição espacial dos médicos pode ser estudada analisando o seu processo de escolha locacional. 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.

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 médico¹, 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.

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.

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

¹ 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.

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.

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.

3. Dados e análise descritiva

Como visto, o objetivo deste trabalho é analisar os condicionantes 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 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 duas primeiras são o número de médicos especialistas e de clínicos gerais por mil habitantes (espmil e clinicmil respectivamente) por município brasileiro, sendo a quantidade de médicos dividido pela população e multiplicado por 1.000. 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 de 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 1. Análise Descritiva das Variáveis

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
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.

3.1 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 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 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 5.3².

Tabela 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.

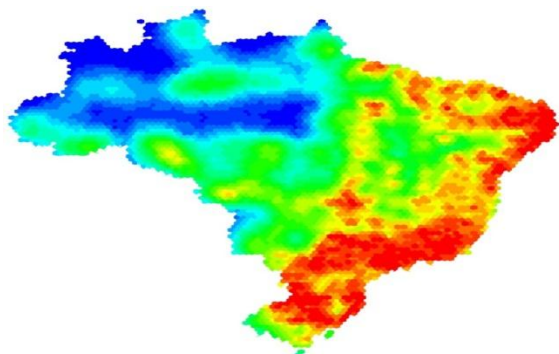
Os dados apontam uma clara distinção entre os municípios com número de médicos abaixo e acima de um. A população média dos municípios com menos de um médico por mil habitantes é 6,4 vezes menor que a dos que possuem mais de um médico por mil habitantes, esta relação é 12,6 vezes menor considerando apenas 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 1, 2, 3, 4 e 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.

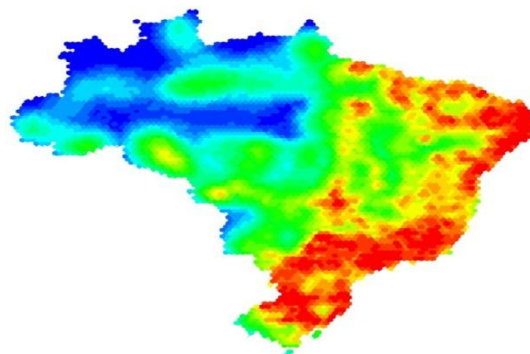
² Foram realizados testes de médias baseados na distribuição *t* de *student* e verificou-se que todas são estatisticamente comparáveis (diferentes) a um nível de 5% de significância.

Figura 1. Médicos por mil habitantes no Brasil em 2010



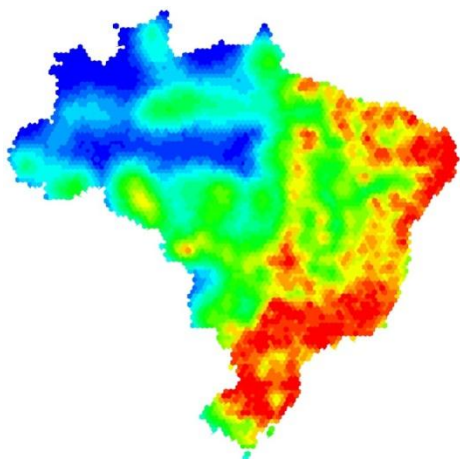
Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do CNES/MS

Figura 2. População no Brasil em 2010



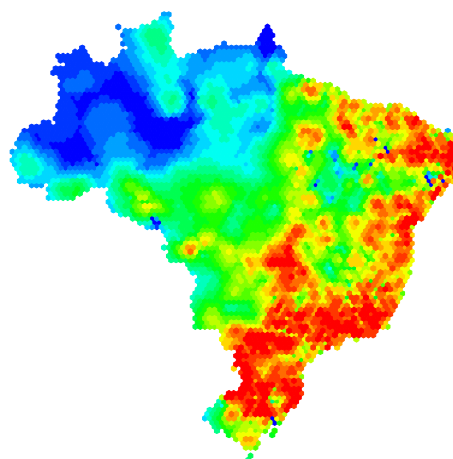
Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do Censo Demográfico (IBGE)

Figura 3. Renda per capita no Brasil em 2010



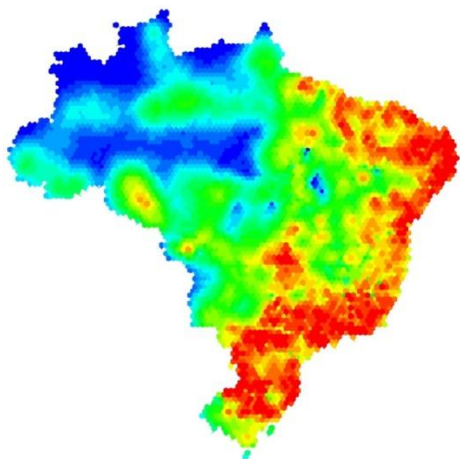
Fonte: Elaborado pelo Autor a partir das informações do Censo Demográfico (IBGE)

Figura 4. Hospitais por mil habitantes no Brasil em 2010



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

Figura 5. Leitos Hospitalares por mil habitantes no Brasil em 2010



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

4. 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:

$$y = \mathbf{X}\beta + u \quad (1)$$

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:

$$y = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}(\mathbf{X}\beta + u) \quad (2)$$

O modelo possui “ n ” observações e “ k ” parâmetros, onde “ y ” é um vetor de dimensão $n \times 1$, \mathbf{W} é a matriz de vizinhança de ordem $n \times n$, \mathbf{X} é uma matriz $n \times k$, “ β ” é um vetor de parâmetros de dimensão $k \times 1$, “ u ” é um vetor $n \times 1$ 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:

$$y = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}(\mathbf{X}\beta + \mathbf{W}\mathbf{X}\gamma + u) \quad (3)$$

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: $u \sim N(0, \sigma^2 I)$ (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 econométrista, o que não acontece nos dois modelos anteriores, por exemplo. O modelo de regressão pode ser escrito com a seguinte notação:

$$y = \mathbf{X}\beta + \varepsilon \quad (4)$$

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

$$\varepsilon = \lambda \mathbf{W}\varepsilon + u \quad (5)$$

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 (4) em (5) temos a forma reduzida:

$$y = \mathbf{X}\beta + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1}u \quad (6)$$

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:

$$y = \rho \mathbf{W}_1 y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon, \text{ onde } \varepsilon = \lambda \mathbf{W}_2 \varepsilon + u \quad (7)$$

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

$$y = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}_1)^{-1} \mathbf{X}\beta + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W}_2)^{-1} (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}_1)^{-1} u \quad (8)$$

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:

$$LM_{Lag} = \frac{\left(\frac{e'Wy}{(e'e)/n} \right)^2}{\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr(W'W + W^2)} \quad (9)$$

$$RLM_{Lag} = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e)/n} - \frac{e'We}{(e'e)/n} \right]^2}{\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr} \quad (10)$$

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:

$$LM_{err} = \frac{\left(\frac{e'We}{(e'e)/n} \right)^2}{tr(W'W + W^2)} \quad (11)$$

$$RLM_{err} = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e)/n} - tr \left(\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr \right)^{-1} \frac{e'Wy}{(e'e)/n} \right]^2}{tr - tr^2 \left(\frac{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})}{(e'e)/n} + tr \right)^{-1}} \quad (12)$$

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:

$$\bar{M}(r)_{direct} = n^{-1}tr(S_r(W)) \quad (13)$$

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:

$$\bar{M}(r)_{total} = n^{-1}l'_n S_r(W)l_n \quad (14)$$

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:

$$\bar{M}(r)_{indirect} = \bar{M}(r)_{total} - \bar{M}(r)_{direct} \quad (15)$$

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 locais 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

$$\begin{aligned} medmil_i = & \alpha + \beta_1 leitmil + \beta_2 hosp + \beta_3 demais + \beta_4 equipmil + \beta_5 pop + \\ & \beta_6 facul + \beta_7 renda + \beta_8 txenvelhec + \beta_9 gini + \\ & \varepsilon_i \text{ com } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (16)$$

Em que, $medmil_i$ é o número de médicos por mil habitantes no município i (médicos especialistas no primeiro modelo e de clínicos gerais no segundo), $renda$ 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. 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 especialistas e em seguida para os médicos clínicos gerais.

5.1 Modelos para Médicos Especialistas 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 especialistas 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 4 apresenta os resultados das estatísticas de teste e o seu respectivo *p*-valor para o teste LM, para averiguar a presença de *spillover*. O teste aponta para a direção de que há dependência espacial no modelo. Partindo dessa indicação de dependência espacial, foram realizadas as estimações por máxima verossimilhança incorporando a matriz Queen.

Tabela 4. 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).

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 indica as estatísticas e valores de probabilidade dos testes pelo teste *Breusch-Pagan* e *Shapiro-Francia*, que averigam 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.

Tabela 5. Análise de Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos para Médicos Especialistas 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 6. 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.

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 6. 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	0.675	0.747	0.825

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Lnenvelhec	0.164	-0.162	0.164	0.107
	(0.009)	(0.099)	(0.020)	(0.077)
Gini	-0.420	-0.168	-0.142	-0.545
	(0.164)	(0.644)	(0.537)	(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)
AIC		213.8	206.4	215.4

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).

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 o modelo SAR por apresentar a menor estatística pelo critério AIC. 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.

A tabela 7 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 7. 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).

5.2 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 8 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 9. 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 8. 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 9. 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 10).

Tabela 10. 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
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 11. 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 11. Estimções dos modelos OLS, SDM, SAR e SEM para Médicos Clínicos Gerais por mil Habitantes

	OLS	SDM	SAR	SEM
Lnletmil	0.059	0.075	0.064	0.067

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(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.ln envelhec		0.044 (0.715)		
lag.gini		0.564 (0.331)		
Constante	-1.603 (0.000)	-2.098 (0.002)	-1.896 (0.000)	-1.503 (0.000)
Rho		0.161 (0.000)	0.160 (0.000)	
Lambda				0.170 (0.000)
AIC		207.5	209.8	210.1

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 12 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 12. 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.

6. Conclusão

Estudar o padrão da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros 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: 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 condicionantes? Existem diferenças entre as escolhas locais dos especialistas e clínicos gerais? O artigo foi construído seguindo uma lógica que permitisse explorar essas questões.

O objetivo do trabalho 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*.

Utilizando o instrumental da econometria espacial foram estimados modelos de regressão que buscaram captar as correlações existentes entre a quantidade de médicos especialistas e clínicos gerais em um município (variáveis dependentes) e os condicionantes de aglomeração da atividade médica (variáveis explicativas). As estimativas 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. Os resultados apontam uma diferenciação na distribuição espacial dos médicos especialistas e 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.

6. 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, 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.

BASU, K. E.; RAJBHANDARY, S. Interprovincial migration of physicians in Canada: what are the determinants? *Health Policy*, v. 76, p. 186-193, 2006.

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.

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.

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.

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.

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

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

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

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.

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.

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

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.