

## DETERMINANTES INDIVIDUAIS, LOCAIS E EFEITO GOTEJAMENTO NA MIGRAÇÃO MÉDICA<sup>1</sup>

**Resumo:** O artigo busca analisar a migração médica identificando o efeito gotejamento nos municípios brasileiros para médicos generalistas e especialistas. Utiliza-se os dados do Censo 2010 e o modelo hierárquico de dois níveis, o primeiro com os dados individuais e o segundo com os dados municipais (incorporando as defasagens espaciais). Como resultados a variância explicada do intercepto confirma a importância da inclusão das variáveis individuais, municipais e espaciais e verifica-se a inexistência do efeito de gotejamento para migração médica tanto de generalistas (que estão dispersos pelos municípios aleatoriamente) quanto de especialista nos municípios brasileiros.

**Palavras Chaves:** migração médica, efeito gotejamento, modelo logit hierárquico espacial.

**Abstract:** The article seeks to analyze medical migration by identifying the drip effect in Brazilian municipalities for general practitioners and specialists. The Census 2010 data and the hierarchical two-level model are used, the first with the individual data and the second with the municipal data (incorporating the spatial lags). As results, the explained variance of the intercept confirms the importance of including individual, municipal and spatial variables, and there is no dripping effect for medical migration of both generalists (who are dispersed by the municipalities at random) and specialists in the Brazilian municipalities.

**Keywords:** medical migration, trickle down effect, spatial hierarchical logit model.

Classificação JEL: I18, R12.

### 1. Introdução

No Brasil, as desigualdades regionais são refletidas nas desigualdades de acesso aos serviços de saúde. Uma forma de medir a desigualdade regional é através da relação número de médicos/habitantes que o local possui. Mesmo que a oferta total de médicos de um país apresente uma alto número de médicos por mil habitantes, a distribuição desses no território tende a ser desigual de acordo com o grau de desenvolvimento das regiões.

Nas últimas décadas no Brasil, o número de universidades com escolas de medicina tem aumentado, conseqüentemente o número de estudantes também aumentou. Nota-se a evolução do número de médicos no Brasil contabilizando segundo o Conselho Federal de Medicina (CFM), em 2015, 399.692 médicos em atividade. Em 1980, haviam 1,15 médicos para cada grupo de 1.000 residentes no país. Essa razão sobe para 1,49, em 1990; para 1,71, no ano 2000; e atinge 1,95, em 2015.

Mas o que se observa é uma distribuição desigual desses profissionais. São Paulo e Rio de Janeiro concentram 46% do total dos médicos (PÓVOA *et. al.*, 2006). Entre 2002 a 2012, o total de médicos formados conseguiu suprir apenas 65% da demanda do mercado de trabalho, o déficit neste período era de 53 mil médicos (BRASIL, 2015).

Segundo o relatório da OECD (2013), a maior dificuldade do país está no baixo número de médicos e na distribuição concentrada dos profissionais. Comparativamente com os países vizinhos, o Brasil conta com um número de médicos por mil habitantes inferior à Argentina

---

<sup>1</sup> Os autores agradecem o financiamento da FAPEMIG, FAPERJ, CAPES e CNPQ.

(3,9) e Uruguai (3,7) e em melhor situação que o Chile (1,6). E mantém uma relação muito inferior à média dos países da OECD que é de 3,2 médicos por mil habitantes (BRASIL, 2015).

Como política de melhoria na distribuição dos médicos, o Ministério da Saúde lançou em 2011 o Programa de Valorização Profissional da Atenção Básica, que incentiva a ida de médicos recém-formados a municípios com equipes de saúde da família incompletas devido à falta de médicos. No entanto, só 1.460 médicos demonstraram interesse nas 7.193 vagas, e apenas 460 estavam trabalhando no final 2011. Identificou-se também que 2.130 cidades, ou 38% dos municípios, apresentavam dificuldade para manter ou expandir o Programa de Saúde da Família (PSF) devido à falta de médicos da família (CFM, 2011).

Os municípios “polos” são aqueles capazes de ofertar os melhores serviços de saúde e grande parte dos cursos de formação, por conseguinte acabam atraindo o maior número de médicos. Há possibilidades do médico morar em um município pólo e trabalhar em um município vizinho menor. Ou ainda o médico migrar para o município menor, sabendo da proximidade com o município “polo”. Essa migração para os vizinhos do município polo é o efeito gotejamento. Dessa forma, quanto maior a proximidade de um município menor com os grandes municípios ofertantes de serviços médicos maior é o benefício (atração dos médicos) advindo dessa proximidade.

Sabendo da dificuldade dos médicos viverem sem os atrativos das metrópoles, Machado *et al.* (1997) mostraram que as escolas médicas localizadas no interior do Brasil vem atuando para fixar o profissional neste local, buscando uma melhor distribuição espacial dos médicos, ainda que estes residam nos municípios localizados ao redor das faculdades de medicina. Assim, o médico faria a migração de curta distância, sabendo que estaria próximo a região com formação de mão de obra médica, o que impactaria no efeito gotejamento.

Comparando os mapas quantílicos da figura 1, observa-se que existem mais pontos em tons vermelhos do que azuis, sugerindo uma maior dispersão da origem dos médicos e uma maior concentração do destino. Essa diferença no número de pontos avermelhados em relação aos azulados fica mais evidente nas regiões Norte e Nordeste, indicando que essas regiões repelem mão de obra médica. No Estado do Amapá não existem municípios que atraem médicos. Os municípios que atraem os médicos no Maranhão e Ceará ficam no primeiro quartil (pouco atraem os médicos). A região Nordeste apresenta as menores taxas de migração do País, com as trocas de profissionais sendo realizadas dentro da região. Minas Gerais, seguido do Rio de Janeiro e São Paulo, são estados que mais expulsam médicos, fato explicado em parte pela alta concentração de escolas médicas nesses estados. No nordeste, Pernambuco tem o maior volume de migração médica. Existem ainda municípios que expulsam e atraem médicos concomitantemente, são exemplos Niterói no Rio de Janeiro e Juiz de Fora em Minas Gerais, tais municípios são conhecidos como centros locais de formação de mão de obra médica.

Dentro deste contexto, o objetivo do artigo é analisar a migração médica identificando o efeito gotejamento nos municípios brasileiros, tanto para médicos generalistas quanto para os médicos especialistas. Para consecução deste objetivo utiliza-se o modelo hierárquico de dois níveis, o primeiro com os dados individuais e o segundo com os dados municipais (incorporando as defasagens espaciais), controlando o efeito fixo municipal e a autocorrelação espacial. Os dados estão disponibilizados no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), Departamento de Atenção Básica (DAB) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

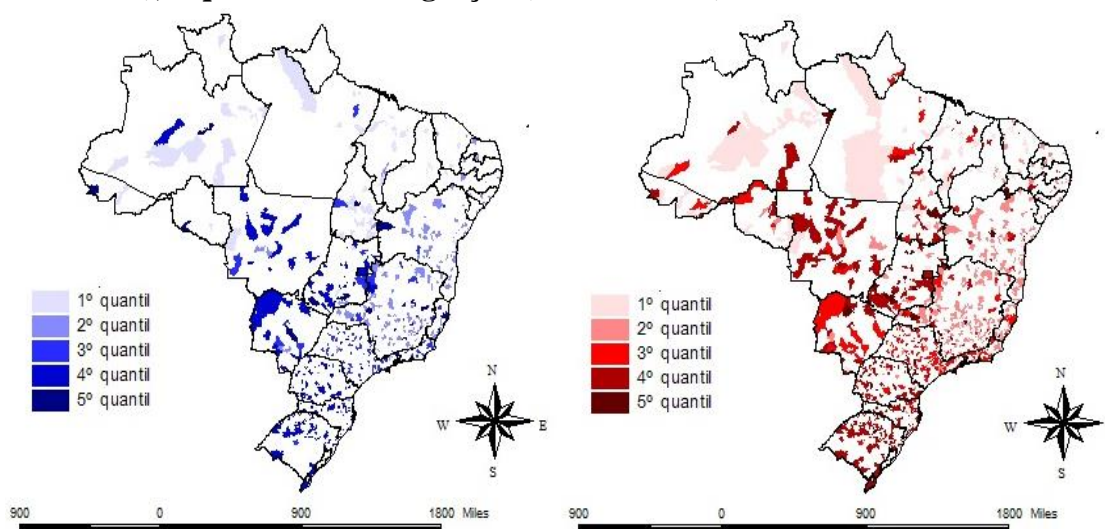
Sabendo que as políticas de saúde no Brasil precisam ser analisadas em nível municipal, uma vez, que na década de 1990, o país passou por um processo de descentralização do SUS<sup>2</sup>,

---

<sup>2</sup> Na Constituição Federal de 1988, no artigo 198 institui-se que as ações e serviços públicos de saúde devem formar parte de uma organização regionalizada e hierarquizada, e que devem constituir um sistema único. A

seguindo os preceitos da Lei Orgânica da Saúde (SILVA, 2007) e, face à quase inexistência de trabalhos sobre migração ou mobilidade médica em nível municipal, acredita-se que este trabalho pode contribuir na orientação de políticas públicas em favor da promoção de uma maior equidade no acesso de serviços de saúde para a população brasileira.

**Figura 1: Mapas Quantílicos dos Municípios que expulsam – emigração (em tons vermelhos), e que atraem - imigração (em tons azuis) a mão de obra médica em 2010.**



Observação: quanto mais forte o tom mais forte o fenômeno observado.

Fonte: Elaboração própria com os dados do Censo 2010.

Além dessa introdução, o trabalho está organizado em mais cinco seções. A segunda se refere à discussão sobre a distribuição e migração médica, seguida da apresentação da metodologia. A quarta seção descreve a base de dados. E na quinta são apresentados os resultados e, por fim, fazem-se as considerações finais.

## 2. Distribuição e Migração Médica

Não existe um modelo universalmente aceito para determinar a necessidade médica de uma região, nem um método único para estimar com precisão o número real de médicos no momento e no território, nem tampouco avaliações econométricas de programas de migração médica. Goic (1995) e Bastias (2000) citam trabalhos internacionais que atrelam o contingente de médicos aos indicadores de Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) ou renda per capita.

Bastias *et al* (2000) estimam o número de médicos que são incorporados no Chile a cada ano, bem como o número cumulativo dos médicos ativos até 2000. Comparando o Chile com outros países com IDH e renda per capita semelhantes, concluem que a situação no Chile só não é pior, devido à significativa imigração de profissionais médicos atraídos pelos altos salários. Ainda assim, o Chile continua a ter um menor número de médicos do que os países vizinhos.

Rosko e Broyles (1988) analisam a diferença do número de médicos entre os centros urbanos e rurais, e notam que essa diferença é devido à renda *per capita* nas áreas urbanas ser superior as áreas rurais. Assim, para que ocorra migração é necessário que exista uma diferença nos ganhos líquidos entre as regiões. Entretanto, os modelos de competição espacial indicam

---

primeira diretriz para este sistema é precisamente a descentralização, ou seja, a saúde é responsabilidade da União, dos Estados e dos Municípios conjuntamente.

que uma grande densidade de médicos nos centros urbanos gera o efeito de “gotejamento” (*trickle-down*) de médicos para cidades vizinhas menores.

Porém quanto mais especializado for o médico, menos ele estará propenso a migrar para um município pequeno. 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.

Sobre a diferenciação entre as especialidades médicas, para Bussato *et al.* (2009), uma maior densidade de médicos generalistas pode ser associada com maiores taxas de mortalidade. Para os autores, os municípios que buscam aumentar os cuidados básicos com saúde devem contratar profissionais generalistas, uma vez que médicos especialistas em municípios pequenos e com problemas de atenção básica à saúde acabam atuando como generalistas.

Cooper *et al.* (1972) investigam as decisões dos médicos sobre onde praticar a medicina nos Estados Unidos. Para os autores, a maioria dos médicos que preferem as zonas urbanas não são generalistas, enquanto que uma maior proporção de médicos rurais são generalistas. Os médicos de família são a única especialidade que se distribui proporcionalmente à população em áreas rurais e urbanas. Assim, a localização do médico em área rural pode estar ameaçada pela tendência dos estudantes de medicina dos EUA optarem pelas especialidades não generalistas, apesar da prestação de cuidados de saúde primários está relacionada a melhores resultados de saúde<sup>3</sup>.

Cooper *et al.* (1977) ao analisarem os motivos da distribuição médica nos EUA identificaram um grupo de médicos de cuidados primários que tinha considerado atuar em localidades rurais, mas preferiram a localização urbana face a disponibilidade de especialistas médicos, instalações hospitalares, e acesso aos programas da escola de medicina. Segundo os autores, a solução para aumentar o número de médicos rurais seria ampliar o número de vagas do curso de medicina nas áreas rurais.

Kristiansen e Forbe (1992) estudaram 322 médicos especialistas da Noruega para identificar os fatores que fizeram os médicos se fixarem no local de trabalho, tais como: local de residência, idade e origem do cônjuge. Para os autores a probabilidade de um médico se localizar em áreas periféricas pode aumentar de menos de 10% para mais de 50% se o médico tiver treinamento de residência na periferia. Assim, levar cursos de formação médica e pós graduação para as áreas periféricas permite que os médicos especialistas fixem nessas áreas e favorece a entrada de estudantes de áreas carentes nesses cursos.

A partir de 2000 surgem trabalhos que começam a modelar os determinantes de escolha locacional dos médicos. Segundo Nocera e Wanzanried (2002), a questão da migração e distribuição médica pode ser analisada através de um problema de escolha locacional<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> Uma série de questões surgem ao pensarmos na formação médica capaz de atender os casos básicos de saúde: é possível pensarmos em um curso de saúde com duração menor voltado para os cuidados básicos com saúde, algo parecido com os paramédicos; ou ainda, os enfermeiros não conseguiriam prestar esse atendimento básico de saúde.

<sup>4</sup>Existem ainda trabalhos preocupados com a qualidade dos serviços prestados pelos médicos e os ganhos monetários dos médicos mais eficientes (DORMONT e SANSAN, 2008 e FORTIN *et al.*, 2008). Esses contemplam regiões no Canadá e na França que já possuem uma distribuição mais equitativa da mão de obra médica. Os resultados sugerem que os ganhos dos médicos variam com a sua eficiência no atendimento; regiões com um baixo número de médicos conseguem atender pacientes satisfatoriamente se os médicos forem eficientes e médicos mais velhos (da década de oitenta, por exemplo) tendem a ser menos eficientes e por isso recebem menos.

Para McDonald e Worswick (2012), a decisão de migrar dos médicos é influenciada pelas características do cônjuge, tais como: educação, idade, anos no país para os imigrantes, dentre outras<sup>5</sup>.

Basu e Rajbhandary (2006) ao estimarem os fatores que contribuem para a decisão do médico se mover entre diferentes províncias do Canadá identificaram que médicos especialistas são mais propensos a mudar do que médicos generalistas. Dentre os especialistas, os cirúrgicos são mais propensos que os demais. Além disso, os jovens migram mais e os médicos migrantes se especializam primeiro.

Póvoa (2004) analisa os determinantes da desigualdade da distribuição médica entre os estados brasileiros utilizando dados das PNADS 1997-1999 e 2001, por intermédio de um modelo *probit* que diferencia médicos naturais e não naturais<sup>6</sup>. Para o autor, os médicos tendem a atuar nas áreas onde se graduaram ou em áreas com características semelhantes.

Pinto, Menezes e Rocha (2016) buscam compreender a localização dos médicos nos municípios brasileiros utilizando os dados do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) de 2010. Usando o instrumental da econometria espacial, observam que o tamanho da população do município, a renda *per capita*, a infraestrutura para a prática médica e a presença de faculdades de medicina são fatores explicativos da concentração médica nos municípios. Os resultados são os mesmos para médicos especialistas e generalistas.

O quadro 1 traz um resumo dos principais trabalhos que usam ferramentas econométricas para determinar fatores da distribuição médica. Verifica-se que existem trabalhos que não tratam a heterogeneidade de efeitos não observados (NOCERA e WANZENRIED, 2002; PÓVOA, 2004; BASU e RAJBHANDARY, 2006; PINTO, MENEZES e ROCHA, 2016), que não tratam a possível autocorrelação espacial (NOCERA e WANZENRIED, 2002; BASU e RAJBHANDARY, 2006; MCDONALD e WORSWICK, 2012) e que não diferenciam os médicos entre generalistas e especialistas (PÓVOA *et. al.*, 2006; KUHN e OCHSEN, 2009; MCDONALD e WORSWICK, 2012).

---

<sup>5</sup> Jacobsen e Levin (1997 e 2000) e Pixley (2008) evidenciam que as decisões de migração baseiam-se nos ganhos de bem-estar líquido da família realocada.

<sup>6</sup>O autor não acompanha o indivíduo na base *pooled cross section*, desconsidera as características não observadas, não testa a possível autocorrelação espacial e não diferencia os médicos em generalistas e especialistas.

**Quadro 1: Síntese dos Trabalhos com Aplicação Econométrica sobre Migração e Distribuição Médica.**

Autores	Objetivo	Modelagem/ Método	Variáveis Individuais	Variáveis Locais	Diferencia generalistas especialistas	Trata efeitos não observados	Trata a dependência espacial	Conclusão
Nocera e Wanzenried (2002)	Analisa a distribuição geográfica de médicos na Suíça entre 1960 e 1998	Modelo de localização dinâmica	Idade, sexo	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Sim	Não	Não	Novos médicos devem evitar áreas com alta densidade médica. Os serviços de especialistas às vezes podem ser substituídos por serviços fornecidos por generalistas. Distribuição geográfica desigual dos médicos reflete falha de mercado.
Póvoa (2004)	Analisa a desigualdade na distribuição dos médicos nos estados brasileiros com dados da PNAD (1997-1999 e 2001)	Modelo <i>probit</i> (médicos naturais e não naturais). <i>Pooled cross section</i> .	Sexo, estado civil, trabalha para o governo, condição no domicílio, parceiro conterrâneo, idade e nº componentes na família	População, médicos por mil hab., leitos por mil hab., residentes e PIB <i>per capita</i> .	Não	Não	Sim	Para atração dos médicos é necessário à ampliação e a melhora das faculdades de medicina e dos cursos de residência médica.
Basu e Rajbhandary (2006)	Busca os determinantes da migração médica no Canadá entre 1974 a 2002	Modelo de risco de tempo discreto. Acompanha o mesmo indivíduo.	Idade	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Sim	Não	Não	Médicos especialistas se movem mais do que os generalistas. Os jovens migram mais e os generalistas migram para se especializar
Kuhn e Ochsen (2009)	Determinantes de abastecimento médico regional na Alemanha entre 1995 a 2004	Regressões simples adicionando controle regionais e temporais	Idade, cônjuge, filhos	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Não	Sim	Sim	A migração está condicionada com a idade média da população local indicando a idade média como preditor de demanda futura.
McDonald e Worswick (2012)	Decisão de imigrar e características dos médicos nas províncias canadenses em 1991, 1996, 2001 e 2006	Modelo hierárquico com <i>probit</i> (médico migrou ou não nos últimos 5 anos)	Idade, estado civil, número de filhos, anos de estudo, sexo, idade, educação, trabalho do cônjuge	População, médicos por mil hab. e PIB <i>per capita</i> .	Não	Sim	Não	A decisão de migrar é uma decisão da família e as características do cônjuge
Pinto, Menezes e Rocha (2016)	Investiga os fatores determinantes da aglomeração médica nos municípios utilizando dados do CNES 2010	Modelos de econometria espacial e cadeia de <i>Markov</i>	-	Leitos, equipamentos, hospitais, População, faculdades de medicina, renda, taxa de envelhecimento, índice de Gini.	Sim	Não	Sim	Tamanho da população, renda per capita, infraestrutura médica e presença de faculdades de medicina explicam a concentração médica. Aglomeração influencia a distribuição dos médicos

Fonte: Elaboração Própria.

A decisão de migrar do médico depende das perspectivas de aperfeiçoamento disponíveis na região, oferecidas, principalmente, pela presença de faculdades de medicina e de programas de residência médica (PÓVOA, 2004; BASU e RAJBHANDARY, 2006, PINTO, MENEZES e ROCHA, 2016). As características específicas dos indivíduos como idade, estado civil ou gênero também influenciam a decisão de migração (NOCERA e WANZENRIED, 2002; PÓVOA, 2004; KUHN e OCHSEN, 2009; MCDONALD e WORSWICK, 2012). Deve-se considerar que a mudança de localidade é uma forma de investimento e, quanto mais jovem é o indivíduo, mais tempo ele poderá usufruir os benefícios de uma mudança. Logo, indivíduos mais jovens são mais propensos a mudar (PÓVOA, 2004; BASU e RAJBHANDARY, 2006). Outra característica importante é o estado civil do indivíduo, pois, quando este possui um cônjuge, a decisão de mudar considera também as preferências e as perspectivas profissionais do parceiro (KUHN e OCHSEN, 2009, MCDONALD e WORSWICK, 2012). Além disso, homens costumam migrar mais (PÓVOA, 2004; MCDONALD e WORSWICK, 2012).

Esse artigo busca contribuir com a literatura de migração/distribuição da mão de obra médica considerando as lacunas na modelagem econométrica dos trabalhos. Além disso, calcula-se o efeito gotejamento, através da migração médica para o entorno dos municípios que mais atraem a mão de obra médica. O modelo *logit* hierárquico espacial se preocupa com o tratamento da heterogeneidade dos efeitos fixos municipais e efeitos espaciais. O trabalho diferencia os médicos em especialistas e generalistas, incorporando simultaneamente todos os condicionantes apontados na literatura como importantes na decisão de migração/localização do médico.

### 3. Estratégia Empírica

Para verificar a existência do efeito gotejamento, utiliza-se o modelo *logit* hierárquico de dois níveis: o primeiro, com informações dos médicos e seus resultados podem ser representados como função de um conjunto de características individuais; e o segundo com os dados dos municípios. A variável dependente é um *logit* com 0 para médicos locais e 1 para médicos não locais. O controle espacial ocorre no segundo nível com a incorporação das defasagens espaciais das variáveis municipais.

A metodologia admite violação da hipótese de termos de erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), produto da dependência entre os indivíduos do mesmo município. Ademais, permite evitar o problema das falácias ecológica e atomística (RAUDENBUSH e BRYK, 2002). A falácia ecológica ocorre ao interpretar dados agregados em nível individual, confundindo efeito individual com efeito agregado. Incorre-se em falácia atomística ao extrair conclusões em nível hierárquico agregado baseadas em análise efetuada no nível individual (HOX, 2002).

Goldstein (1995) afirma que a modelagem que explícita cada nível hierárquico traz ganhos do ponto de vista estatístico. Uma vez que a estrutura de erro é particionada para cada nível hierárquico, os erros-padrão podem ser estimados mais precisamente, levando a estimativas mais eficientes dos coeficientes, possibilitando a construção de teste de significância mais robustos.

Ainda é possível controlar a heterogeneidade nos coeficientes de intercepto e inclinação; uma vez que as variáveis independentes do segundo nível, bem como os termos de erro aleatórios, podem influenciar o valor dos coeficientes estimados no primeiro nível. Desta maneira, os coeficientes do primeiro nível tornam-se variáveis devido ao aninhamento dos coeficientes.

A análise hierárquica permite também introduzir variáveis de contexto e de interação de nível cruzado, isto é, a influência das variáveis independentes do segundo nível sobre a variável dependente especificada no primeiro nível hierárquico. A estimação compreende três tipos de

parâmetros: os coeficientes fixos, os coeficientes aleatórios e os componentes de variância-covariância.

Ao se ter como dependente variáveis de respostas dicotômicas, os modelos hierárquicos lineares não são indicados, por causa da não-normalidade no erro do primeiro nível e a sua variância ser heterogênea. Ainda, o valor predito (*predicted*) da variável dicotômica, pode ser observado como a probabilidade do evento ocorrer entre 0 e 1. Sabe-se que os modelos multiníveis lineares não restringem o resultado nesse intervalo, podendo atingir qualquer valor real. Para tratar essa questão utiliza-se o modelo *logit* hierárquico; no qual o valor predito é convertido em chance do médico migrar (*log-odds*), como na equação (1):

$$n_{ij} = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) \quad (1)$$

Onde  $n_{ij}$  é o logaritmo da chance de migração para o indivíduo  $i$ , e  $\pi_{ij}$  a probabilidade de migração do médico  $i$ .

Inicialmente, deve se estimar o modelo nulo para verificar se a inclusão de um nível hierárquico representa ganhos em relação ao modelo de nível único. O modelo nulo pode ser representado pela equação (2):

$$n_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Seguindo a orientação de Raudenbusch e Bryk (2002), usam-se os dados mais desagregados no primeiro nível e no segundo nível as observações mais agregadas. Assim,  $i = 1...N$  representam os dados individuais, dos médicos;  $j = 1...J$  são as unidades do nível 2, municípios,  $\beta_{0j}$  é o resultado médio do  $j$ -ésimo município,  $\varepsilon_{ij}$  é o efeito aleatório do nível 1.

O intercepto é modelado no segundo nível como na equação (3).

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \text{ com } u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \quad (3)$$

Em que  $\gamma_{00}$  representa a média do resultado para os médicos e  $u_{0j}$  é o efeito aleatório do nível 2. Assume-se que  $\varepsilon_{ij}$  e  $u_{0j}$  são independentes e seguem uma distribuição normal com média zero e variâncias constantes,  $\sigma_{u_0}^2$  (variabilidade intragrupo) e  $\sigma_{\varepsilon}^2$  (variabilidade intergrupos), respectivamente.

A variância da variável dependente é formada por dois componentes, a saber, o componente intragrupo (primeiro nível) e o intergrupo (segundo nível). É possível obter a correlação intragrupo como em (4)

$$\rho = \frac{\sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2} \quad (4)$$

Em um segundo momento deve-se estimar o modelo com as variáveis do primeiro nível para testar a variabilidade associada a este nível; acrescentando as variáveis explicativas dos médicos, como em (5).

$$n_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

os subscritos  $i$  e  $j$  indicam médicos e municípios.  $\beta_{0j}$  representa o intercepto;  $\beta_{1j}$ ,  $\beta_{2j}$  são os parâmetros a serem estimados no modelo;  $\varepsilon_{ij}$ , o termo de erro aleatório;  $X_{1ij}$ ,  $X_{2ij}$  denotam as variáveis do primeiro nível. A inclusão de um segundo nível se justifica para ajudar a explicar a variabilidade do modelo.

Ao verificar que a variância é significativa e diferente de zero, acrescentam-se as variáveis explicativas correspondentes ao intercepto, tornando o modelo condicional. A significância destas variáveis indica que a probabilidade média do médico migrar difere entre os municípios (6).

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} \sum_{S=1}^7 \gamma_{0S} Z_{Sj} + u_{0j} \quad (6)$$

Em que  $Z_{1j}$  representam as variáveis do segundo nível.



Ao se incluir uma variável municipal por vez observa-se quanto cada variável contribui para a redução da variabilidade não condicional associada ao intercepto do nível 1. Como na fórmula (7):

$$\text{Percentual da variância explicada} = \frac{\hat{\tau}(\text{n\~{a}o condicional}) - \hat{\tau}(\text{condicional})}{\hat{\tau}(\text{n\~{a}o condicional})} \quad (7)^7$$

Para inserir a modelagem espacial na equação estrutural, admitindo que os efeitos espaciais manifestam-se através do processo autorregressivo de defasagem espacial da variável dependente é necessário assumir que  $W_y$  é uma variável endógena, cujo modelo deve ser estimado pelo método da máxima verossimilhança ou variáveis instrumentais. Morenoff (2003) ao estimar o modelo hierárquico linear propõe inserir a defasagem espacial das variáveis independentes no segundo nível do modelo hierárquico,  $WX$ , entretanto esta alternativa não controla a dependência espacial para as variáveis não observadas; apenas para as observadas<sup>8</sup>. Além disso, as defasagens espaciais ( $WX$ ) controlam transbordamentos locais e não os transbordamentos globais (que afetariam praticamente todas as regiões, mesmo com impacto decrescente à medida que a proximidade entre os municípios diminui).

A metodologia espacial consiste em três passos: i) obtêm-se os resíduos do segundo nível do modelo hierárquico não-condicional – quando não são incluídas variáveis do segundo nível – estes termos são da equação do modelo nulo; ii) aplicam-se os testes econométricos espaciais nesses resíduos para saber se existe processo de dependência espacial; iii) estima-se o modelo hierárquico-espacial com a inclusão, no nível 2, da defasagem espacial das variáveis municipais que possuem autocorrelação espacial.

A inclusão no segundo nível das variáveis explicativas defasadas espacialmente ( $WX$ ) com o intuito de controlar a autocorrelação espacial permite observar o efeito de gotejamento, através da defasagem espacial do número de médicos por mil habitantes. Espera-se que os médicos migrem para municípios com vizinhos com alta densidade médica. Tal efeito também pode ser captado nas defasagens espaciais das variáveis número de vagas nas faculdades de medicina e concluintes do curso de medicina.

#### 4. Banco de Dados

O banco de dados é majoritariamente retirado dos microdados do Censo 2010, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utiliza-se o universo de médicos, incluindo aqueles que migraram nos últimos 5 anos. Na confecção da variável dependente utilizam-se dois tipos de dados: o local de residência atual e o local de residência onde o médico morava a 5 anos atrás, para captar os médicos que migraram. Assume-se zero o médico que não migrou (o código do município atual, em 2010, é o mesmo do município de 5 anos atrás, 2005), e o médico que migrou (o código do município atual difere do código do município de 5 anos anteriores – julho de 2005).

Do Censo 2010 foram retiradas as variáveis referentes às características individuais dos médicos (sexo, estado civil, raça, salário, condição no domicílio, idade, número de componentes da família) que compõem o nível 1 do modelo. E as variáveis municipais (população, PIB *per capita*, média de anos de estudo, taxa de urbanização, esperança de vida ao nascer, taxa de envelhecimento, taxa de mortalidade total, taxa de mortalidade infantil, distância da capital estadual, densidade demográfica, coeficiente de gini, domicílios com

---

<sup>7</sup> O percentual da variância explicada pode ser calculado, multiplicando o índice de redução proporcional da variância por 100. Sendo possível obter a porcentagem da variância do intercepto do modelo nulo explicada pela inclusão de variáveis no segundo nível

<sup>8</sup> Para atestar a autocorrelação espacial global utiliza-se a estatística  $I$  de Moran, com hipótese nula de aleatoriedade espacial. A autocorrelação espacial positiva dita similaridade entre os municípios. Por outro lado, a autocorrelação espacial negativa indica dissimilaridade entre os valores das variáveis espaciais dos municípios.

abastecimento de água e esgotamento sanitário, domicílios com energia elétrica, domicílios com coleta de lixo e beneficiários do bolsa família) que compõem o nível 2. Por fim, o Censo 2010 permite distinguir os médicos generalistas e especialistas. O quadro 2 mostra as variáveis que são utilizadas no nível 1 e 2 e o que elas representam.

**Quadro 2: Variáveis testadas no Modelo.**

<b>Nível 1: Características do indivíduo</b>	
Dependente (migração)	<i>Dummy</i> com 0 para os não migrantes e 1 para aqueles que migram nos últimos 5 anos
Sexo	<i>Dummy</i> com 0 para mulheres e 1 para homens
Estado Civil	<i>Dummy</i> com 0 para solteiros e 1 para casados
Raça	<i>Dummy</i> com 1 para brancos e 0 para os demais
Salário	Salário do médico em salários mínimos em 2010.
Condição no domicílio	Indivíduos que são responsáveis pelo domicílio
Idade	Indivíduos jovens migram mais
Número de componentes da família	Quanto maior o número de componentes, maior o custo de uma mudança
<b>Nível 2: Características do Município</b>	
Leitos por mil habitantes	Número de leitos por 1000 habitantes
Médicos por mil habitantes	Número de médicos por 1000 habitantes
Cobertura vacinal	Proporção de pessoas vacinadas
Vagas nas faculdades de medicina	Número de vagas na faculdade de medicina por 1000 habitantes
Concluintes do curso de medicina	Número de concluintes do curso de medicina por 1000 habitantes
Renda média <i>per capita</i>	Renda total dividida pela população (valores de 2010)
Taxa de urbanização	Razão entre a população residente na área urbana e a população total multiplicado por 100
Esperança de vida ao nascer	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento
Taxa de envelhecimento	Razão entre a população de 65 anos ou mais de idade e a população total multiplicado por 100
Média de anos de estudo	Média de anos de estudo para maiores de 18 anos de idade
Taxa de mortalidade total	Número total de mortes por local de residência por 100000 habitantes
Taxa de mortalidade infantil	Número de mortes de 0 a 4 anos por local de residência por 100000 habitantes
Distância da capital	Distância entre a capital do Estado e o município
Densidade Demográfica	População total/ área geográfica
Domicílios sem abastecimento de água e esgotamento sanitário	% de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados
Domicílios com energia elétrica	% da população em domicílios com energia elétrica
Domicílios com coleta de lixo	% da população em domicílios com coleta de lixo
Beneficiários do Bolsa família	Número de beneficiários do bolsa família por 1000 hab.
Coefficiente de Gini	Medida de desigualdade de renda
<i>WX</i>	Defasagem espacial das variáveis explicativas

Fonte: Elaboração própria.

O número de leitos por mil habitantes, número de médicos por mil habitantes e a cobertura vacinal, que servem como indicador para a capacidade de atendimento de saúde no município, foi retirado do Cadastro Nacional dos Estabelecimentos de Saúde (CNES).

O número de vagas e concluintes no curso de medicina por mil habitantes, serve para indicar a possibilidade de aperfeiçoamento dos médicos no município, está disponibilizado pelo Sistema de Indicadores das Graduações em Saúde (SIGRAS).

Existe a possibilidade de se incluir no segundo nível as variáveis explicativas defasadas espacialmente (*WX*) com o intuito de controlar a autocorrelação espacial. Essa incorporação nos permite observar o efeito de gotejamento, através da defasagem espacial do número de

médicos por mil habitantes. Espera-se que os médicos migrem para municípios com vizinhos com alta densidade médica.

#### 4.1. Estatística Descritiva

As tabelas 1 e 2 mostram a estatística descritiva (média, desvio padrão, mínimo e máximo) para os 20.280 médicos (variáveis individuais - nível 1) e 5.565 municípios brasileiros (variáveis de contexto - nível 2). Não se observa a presença de *missings*, ou seja, existem dados de todas as variáveis para todos os municípios em 2010.

**Tabela 1: Análise descritiva das variáveis individuais (1° nível).**

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Migrou	0,24	0,43	0,00	1,00
Idade	44,79	12,97	23,00	97,00
Componentes na família	3,12	1,31	1,00	13,00
Renda total	15,042	18,815	0,00	98,03
Especialista	0,30	0,46	0,00	1,00
Sexo	0,62	0,48	0,00	1,00
Raça	0,83	0,38	0,00	1,00
Estado civil	0,61	0,49	0,00	1,00
Responsável pelo domicílio	0,60	0,49	0,00	1,00

Fonte: Elaboração própria.

Em média, os médicos possuem em torno dos 45 anos, trabalham em mais de um emprego (aproximadamente 43 horas semanais), residem em domicílios com 3 pessoas, possuem renda de 15,042 salários mínimos, 62% são homens, 83% brancos, 61% casados, 60% são responsáveis pelo domicílio em que residem, 99% residem em áreas urbanas, 30% dos médicos são especialistas e 24% dos médicos migraram nos últimos 5 anos.

**Tabela 2: Análise descritiva das variáveis municipais (2° nível).**

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Médicos por mil habitantes	1,886	4,241	2,022	4,933
Vagas em medicina por mil hab.	0,111	2,763	0	175,250
Concluintes em medicina por mil hab.	0,108	2,949	0	180,450
Leitos por mil habitantes	2,422	2,466	0	61,1630
Cobertura Vacinal	79,098	10,723	0	182,370
Esperança de vida ao nascer	73,089	2,680	65,3	78,640
Mortalidade Infantil	20,090	18,724	0	317,662
Mortalidade Total	583,746	182,277	71,098	1484,018
Domicílios com coleta de lixo	94,047	11,049	0	100
Domicílios sem água e esgotamento sanitário	9,201	12,839	0	85,36
Domicílios com energia elétrica	97,189	6,024	27,41	100
Distância da capital	253,198	1,636,816	0	1476,277
Densidade Demográfica	108,194	572,418	0,131	13030,480
Beneficiários da Bolsa família por mil hab.	94,597	49,513	0	238,314
Média de anos de estudos	9,463	1,098	4,34	12,830

Taxa de urbanização	63,826	22,041	4,178	100
Renda média <i>per capita</i>	493,605	243,269	96,25	2043,740
Coefficiente de Gini	0,494	0,066	0,28	0,80

Fonte: Elaboração própria.

Em média, os municípios brasileiros possuem 1,886 médicos por mil habitantes e 0,111 vagas nas faculdades de medicina com 2,422 leitos, com 79% de cobertura vacinal e esperança de vida ao nascer de 73 anos. São municípios em sua maioria urbanos (63,82%) com domicílios com energia elétrica (97%), coleta de lixo (94%) e acesso a água e esgotamento sanitário (91%), densos (108,194) e distantes da capital (253,198 km) com renda média *per capita* de 493,00 reais, com média de 9,43 anos de estudos e coeficiente de Gini igual a 0,49.

## 5. Resultados

Na estimação do modelo nulo (tabela 3), averígua-se que a hipótese nula de intercepto aleatório é rejeitada, uma vez que as variâncias contextuais são significativas e diferentes de zero; assim os municípios brasileiros apresentam probabilidades da atração de médicos distintas.

Constata-se o percentual da variância explicada de 70,36 no primeiro nível, maior do que no modelo nulo (48,41). Dessa forma, a inclusão das variáveis das características dos médicos melhora a explicação do modelo, Ao se incluir as variáveis do segundo nível, observa-se o aumento do percentual da variância explicada para 75,90, justificando a inclusão do segundo nível do modelo hierárquico.

O intercepto se mostra altamente significativo e em modulo maior com a inclusão das variáveis do primeiro e do segundo nível. Quando se avalia o modelo nulo o coeficiente do intercepto se mostra negativo.

O número de médicos por mil habitantes apresenta coeficiente significativo a 1% e negativo (0,023), indicando que uma concentração maior de médicos diminui a propensão do médico migrar para aquele município. Segundo Póvoa (2004) ao analisar os estados brasileiros os médicos tendem a migrar para regiões com carência de médicos.

A variável número de leitos por mil habitantes se mostra significativa a 1% e negativa. Essa variável denota a infraestrutura hospitalar do município. Portanto, quanto maior o número de leitos menor a probabilidade de migração médica para o município. Segundo Pinto *et. al.* (2016), as regiões com maior número de leitos se confundem com as com maior número de médicos, por isso as duas variáveis devem apresentar o mesmo comportamento.

O anexo 1 mostra a estatística global *I* de Moran das variáveis municipais no segundo nível. Observa-se que todas possuem resultados positivos e significativos. Ou seja, os municípios com um elevado valor no número de médicos por mil habitantes são circundados por municípios com um número de médicos elevado. Na avaliação do *I* de Moran usa-se a matriz do tipo rainha, que considera todos os municípios que fazem divisa com o município<sup>9</sup> (limítrofes).

Segundo as orientações de Morenoff (2003), realiza-se o teste de autocorrelação espacial dos resíduos do modelo com a incorporação do segundo nível (anexo 1). O teste do *I* de Moran se mostra altamente significativo e positivo. Logo, deve-se acrescentar no segundo nível as variáveis defasadas dos dados municipais afim de controlar a autocorrelação espacial.

### **Tabela 3: Resultados do Modelo Logit Hierárquico para migração médica, 2010.**

<sup>9</sup> Testou-se outras matrizes como sugerido por Baumol (2004), com a estatística *I* de Moran utilizando as matrizes de *K* vizinhos (*K*1, *k*2, ..., *K*20) e as matrizes de contiguidades (torre e rainha).

Componente fixo	Nulo (1)	Primeiro Nível (2)	Segundo Nível (3)
Intercepto	-0,718*** (0,028)	2,957*** (0,140)	4,642*** (1,759)
Vagas em medicina por mil hab.			-0,027 (0,035)
Esperança de vida ao nascer			-0,010 (0,022)
Renda média <i>per capita</i>			0,000 (0,000)
Coefficiente de Gini			2,030*** (0,633)
Densidade Demográfica			-0,000** (0,000)
Médicos por mil hab.			-0,023*** (0,007)
Leitos por mil hab.			-0,069*** (0,016)
Taxa de urbanização			-0,012*** (0,002)
Idade		-0,067*** (0,002)	-0,075*** (0,001)
Renda total		0,003** (0,001)	0,003*** (0,001)
Componentes na família		-0,303*** (0,018)	-0,339*** (0,013)
Especialista		-0,036 (0,031)	-0,011 (0,038)
Raça		-0,005 (0,046)	0,056 (0,048)
Sexo		0,095*** (0,029)	0,102*** (0,036)
Estado civil		0,267*** (0,038)	0,310*** (0,038)
Componente aleatório	0,695***	0,677***	0,838***
% da variância explicada	48,41	70,36	75,90
Número de observações (nível 1)		20280	
Número de observações (nível 2)		2297	
Presença da Autocorrelação espacial		Sim	

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

A tabela 4 reporta os resultados do modelo logit hierárquico espacial para o total de médicos (4), os generalistas (5) e os especialistas (6). Os coeficientes dos interceptos têm valores positivos, significativos e maior do que no modelo sem a inclusão das variáveis espaciais no segundo nível (TABELA 3). Assim a inclusão das defasagens espaciais das variáveis municipais no segundo nível melhoram a explicação do intercepto. Fato corroborado pelo aumento da variância explicada para 78,33 para o total de médicos.

Ao analisar o resultado diferenciando os médicos em generalistas e especialistas, observa-se a perda de significância do intercepto, indicando que o conjunto de variáveis do segundo nível explicam menos a migração médica quando se separa os médicos em generalistas e especialistas.

As características individuais que aumentam a probabilidade dos médicos migrarem são: i) mais jovem, ii) maior a renda total, iii) menor o número de componentes na família, iv) homens, v) casados, vi) no caso dos médicos especialistas, não ser branco diminui a probabilidade de migração.

**Tabela 4: Resultados do Modelo Logit Hierárquico Espacial para migração médica, para os médicos generalistas e especialista em 2010.**

Componente fixo	Total (4)	Generalistas (5)	Especialistas (6)
Intercepto	5,147*** (1,813)	4.875* (1,813)	5.777* (3,442)
Vagas em medicina por mil hab.	-0,033 (0,032)	-0.004 (0,027)	-0.036 (0,033)
Esperança de vida ao nascer	-0,008 (0,023)	0.018 (0,026)	-0.017 (0,045)
Renda média <i>per capita</i>	-0,000 (0,000)	-0.000 (0,000)	0.000 (0,000)
Coefficiente de Gini	2,045* (0,960)	2.150* (0,960)	1.073 (1,537)
Densidade Demográfica	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
Médicos por mil hab.	-0,008 (0,008)	-0.007 (0,009)	-0.011 (0,010)
Leitos por mil hab.	-0,066*** (0,015)	-0.091*** (0,020)	-0.014 (0,025)
Taxa de urbanização	-0,012*** (0,002)	-0.015*** (0,002)	-0.015*** (0,005)
W (Vagas em medicina por mil hab.)	0,026 (0,031)	0.009 (0,041)	0.011 (0,043)
W (Esperança de vida ao nascer)	-0,037 (0,009)	-0,030*** (0,010)	-0.036*** (0,011)
W (Renda média <i>per capita</i> )	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
W (Gini)	3,618*** (0,975)	2.228*** (1,055)	4.490*** (1,564)
W (Densidade Demográfica)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
W (Médicos por mil hab.)	-0,050*** (0,015)	-0,059*** (0,017)	0.012 (0,025)
W (Leitos por mil hab.)	0,014 (0,030)	0.053 (0,036)	-0.123** (0,044)
W (Taxa de urbanização)	0,001 (0,002)	0.003 (0,003)	-0.006 (0,004)
Idade	-0,007*** (0,003)	-0.080*** (0,003)	-0.086*** (0,003)
Renda total	0,003* (0,001)	0.004*** (0,002)	0.006*** (0,002)
Componentes na família	-0,344*** (0,024)	-0.373*** (0,045)	-0.337*** (0,044)
Especialista	-0,014 (0,003)		
Raça	0,054 (0,053)	-0.007 (0,024)	-0.081* (0,044)
Sexo	0,107*** (0,034)	-0.114*** (0,046)	-0.081 (0,066)
Estado civil	0,321*** (0,043)	0.071*** (0,002)	0.055* (0,031)
Componente aleatório	0,662***	0,650***	0,659***
% da variância explicada	78,33	77,89	78,11

\*significante a 5%; \*\*significante a 1%; \*\*\*significante a 0,1%

Fonte: elaboração própria.

As características municipais que atraem a mão de obra médica são: i) maior coeficiente de gini (mais desigual a distribuição de renda), ii) menor densidade demográfica, iii) menor número de leitos (variável não significativa para os médicos especialistas), iv) menor a taxa de urbanização.

Considerando as variáveis espaciais, a probabilidade do médico migrar aumenta quando: i) menor a média de esperança de vida ao nascer dos vizinhos, ii) maior a média da renda *per capita* dos vizinhos, iii) maior a média do coeficiente de gini dos vizinhos, iv) menor a média do número de leitos dos vizinhos para médicos especialistas.

A defasagem espacial do número de médicos por mil habitantes resgata a ideia do gotejamento, em que municípios atraentes de mão de obra médica são circundados por municípios que se beneficiariam da proximidade ao atraírem médicos. Porém, verifica-se que a alta concentração de médicos na região é um fator não atraente da mão de obra médica (-0,050), ou seja, os médicos preferem migrar para municípios com baixa concentração de médicos. A autocorrelação espacial negativa indica que os médicos buscam uma maior dispersão pelos municípios brasileiros.

A defasagem espacial do número de médicos por mil habitantes não é significativa para a migração dos especialistas. Dessa forma, não existe gotejamento de médicos especialistas nos municípios brasileiros. Enquanto os médicos generalistas buscam a desconcentração, migrando para municípios circundados por municípios com baixa concentração de mão de obra médica. Este resultado é positivo para a redução das desigualdades regionais, uma vez que os generalistas migram para regiões em se fazem necessários para o atendimento básico da população. Os médicos generalistas tendem a migrar para municípios menos urbanizados, com menor renda, menor número de leitos e menor densidade demográfica.

A defasagem espacial do número de leitos por mil habitantes é significativa apenas para a migração médica dos especialistas sendo altamente significativa e negativa, desse modo quanto maior a média de leitos nos municípios vizinhos menor a probabilidade do médico migrar para aquele município.

## **6. Conclusão**

O artigo analisou a migração médica e o efeito gotejamento nos municípios brasileiros no ano de 2010 usando um modelo logit hierárquico espacial que propiciou utilizar variáveis individuais e variáveis municipais, além de controlar o efeito fixo municipal e a autocorrelação espacial, diferenciando médicos generalistas e especialista.

A inclusão das variáveis municipais e das defasagens espaciais aumentaram a variância explicada do intercepto confirmando a importância da inclusão do segundo nível e da incorporação da análise espacial para análise da migração do total de médico, dos generalistas e especialistas.

A análise espacial reforça a necessidade do controle da autocorrelação espacial. Verifica-se a inexistência do efeito de gotejamento para migração médica tanto de generalistas (que estão dispersos pelos municípios aleatoriamente) quanto de especialista nos municípios brasileiros. Constata-se que os médicos generalistas migram para municípios circundados por vizinhos com baixa concentração de médicos. Sendo assim, os generalistas buscam regiões com carência de mão de obra médica. Regiões essas marcadas pela falta de infraestrutura como baixo número de leitos, fraca urbanização e menor densidade demográfica.

Como os dados são do ano de 2010, não se constata o papel do Programa Mais Médicos (PMM), implantado em 2013, que busca levar médicos nacionais e estrangeiros para os municípios e distritos indígenas carentes da mão de obra médica com o objetivo de ampliar o atendimento básico de saúde e a Estratégia Saúde da família, através da prevenção de doenças. Além disso a não observância do local de trabalho do médico, uma vez que o médico pode

morar em um município e trabalhar nos vizinhos pode ser responsável pela inexistência do efeito gotejamento. Assim como trabalhos futuro sugere-se a incorporação de ambas as considerações.

### Referências

- BASTIAS, G. S. et al. (2000). Número de médicos en Chile: estimaciones, proyecciones y comparación internacional. *Revista Medica de Chile*. Santiago, v. 128, n°. 10.
- BASU, K; RAJBHANDARY, S. (2006). Interprovincial migration of physicians in Canada: what are the determinants? *Health Policy*. v. 76, p. 186-193.
- BAUMONT, C. (2004). *Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Mimeo, U, Bourgogne.
- BOTEGA, L. A. (2005). *Distribuição Espacial das Internações Hospitalares Realizadas pelo Sistema Único de Saúde (SUS) em Minas Gerais, 2002: deslocamentos populacionais e tipos de procedimentos*. Dissertação de mestrado: UFMG/CEDEPLAR.
- BRASIL. (2015). Ministério da Saúde, Secretaria de Gestão do Trabalho e da Educação na Saúde, *Programa mais médicos – dois anos: mais saúde para os brasileiros*. Ministério da Saúde, Secretaria de Gestão do Trabalho e da Educação na Saúde – Brasília: Ministério da Saúde, 128 p.
- BUSATO, A.; MATTER, P.; KUENZI, B. (2009). Primary care physician supply and other key determinants of health care utilisation: The case of Switzerland. *BMC Health Serv Res*. v. 9, p. 1-9.
- CAMERON, A. C. e TRIVEDI, P. K. (2005). *Microeconomics: methods and applications*, Cambridge University Press, Cambridge.
- CHAGAS, A, S. ALMEIDA, A. N. e AZZONI, C. R. (2014). *Sugar Cane Burning and Human Health: An Analysis Using Spatial Difference in Difference*. Annals of 36th Brazilian Econometric Society Meeting. Natal.
- CFM – Conselho Federal de Medicina. (2011). *Demografia Médica no Brasil: dados gerais e descrições de desigualdades*. V. 1, 120 p.
- COOPER, J. K.; HEALD, K.; SAMUELS, M. (1977). Affecting supply of rural physicians, *American Journal of Public Health*. V. 67, n°. 8, p. 756-759.
- COOPER, J. K.; HEALD, K.; SAMUELS, M. (1972). The decision for rural practice. *Journal of Medical Education*. v. 47, n°. 12, p. 939-944.
- DORMONT, B.; SAMSON, A. L. (2008). Medical Demography and Intergenerational Inequalities in General Practitioner's Earnings, *Health Economics*. V. 17, p. 1037-1055.
- DUBÉ, J., LEGROS, D., THÉRIAULT, M., DES ROSIERS, F. (2014). A spatial Difference-in-Differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices. *Transportation Research Part B*. v. 64, p. 24-40.
- FORTIN, B.; JACQUEMET, N.; SHEARER, B. (2008). *Policy analysis in the health-services market: accounting for quality and quantity*. Annales d'Economie et de Statistiques/The Annals of Economics and Statistics Forthcoming.
- GOIC, A. (1995). Distribución geográfica de los médicos en Chile. *Revista Medica de Chile*. V.123, n,3, p,306-311.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2002). *Pesquisa de assistência médico-sanitária (AMS), Rio de Janeiro, 1999 e 2002*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- JACOBSEN, J. P.; LEVIN, L. M. (1997). Marriage and migration: comparing gains and losses for migration for couples and singles. *Social Science Quarterly*. v. 78, p. 670-688.
- JACOBSEN, J. P.; LEVIN, L. M. (2000). The effects of internal migration on the relative economic status of women and men. *Journal of Socio-Economics*. v. 29, p. 291-304.



- KRISTIANSEN, I. S., FORDE, O. H. (1992) Medical specialists' choice of location: the role of geographical attachment in Norway. *Social Science & Medicine*. V. 34, n°. 1, p. 57-62.
- KUHN, M.; OCHSEN, C. (2009) *Demographic and Geographic Determinants of Regional Physician Supply*. Thünen-Series of Applied Economic Theory Thünen-Reihe Ange wandter Volks wirts chafts theorie. Working Paper N° 105, 49 p.
- OECD (2013). Health at a Glance 2011: OECD Indicators, OECD Publishing. Disponível em: [http://dx.doi.org/10.1787/health\\_glance-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/health_glance-2013-en). Visitado em: agosto de 2015
- MACHADO, M. H., coord. (1997). *Os médicos no Brasil: um retrato da realidade*. [online]. Rio de Janeiro: Editora FIOCRUZ. 244 p.
- MCDONALD, J. T.; WORSWICK, C. (2012). The migration decisions of physicians in Canada: The roles of immigrant status and spousal characteristics. *Social Science e Medicine*. v. 75, p. 1581-1588.
- NEWHOUSE, J. P., WILLIAMS, A. P., BERNETT, B. W. e SCHWARTZ, W. B. (1982). Does the geographical distribution of physicians reflect market failure? *Bell Journal of Economics*. v. 13, n°. 2, p. 493-506.
- NOCERA, S.; WANZENRIED, G. (2002). *On the dynamics of physician density theory and empirical evidence for Switzerland*. Switzerland: University of Bern, Department of Economics, 25p. (Working Paper; n°.02.8)
- OLIVEIRA, F. P, et. Al. (2015). Mais Médicos: um programa brasileiro em perspectiva internacional. *Interface – Saúde, Educação, Comunicação*. Botucatu. V. 19, p. 54.
- PINTO, P. A. L. A.; MENEZES, T. A.; ROCHA, R. M. (2016). *Condicionantes da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros: uma análise a partir da econometria espacial*. XII Encontro Nacional de Economia da Saúde. Salvador, 26 p.
- PIXLEY, J. (2008). Life course patterns of career-prioritizing decisions and occupational attainment in dual-earner couples. *Work and Occupations*. v. 35, n°. 2, p. 127-163.
- PÓVOA, L. M. C. (2004) *Dois ensaios econômicos sobre a distribuição geográfica dos médicos no Brasil* [Dissertação de Mestrado]. Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Universidade Federal de Minas Gerais.
- PÓVOA, L.; ANDRADE, M. V. (2006). Distribuição geográfica dos médicos no Brasil: uma análise a partir de um modelo de escolha locacional. *Cad. Saúde Pública*. Rio de Janeiro, v. 22 n° 8, p. 1555-1564, ago.
- RIGATTO, M. (1966). O que falta ao Rio Grande do Sul em matéria de médicos: quantidade, qualidade ou distribuição geográfica? *Revista da Associação Médica Brasileira*. V. 12, n° 12, p. 505-512.
- RODRIGUES, R. N. e ALFRADIQUE, M. E. M. (2001). *Identificação e caracterização dos aglomerados de saúde do estado de Minas Gerais* (Mimeogr.) 47 p.
- ROSKO, M. D. e BROYLES, R. W. (1988). *The economics of healthcare: a reference handbook*. New York/London: Greenwood.
- SILVA, S. F. (2001). *Municipalização da saúde e poder local: sujeitos, atores e políticas*. São Paulo: Hucitec.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2010). **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, MIT Press.

**Anexo 1: I de Moran das variáveis locais.**

Variável	I de Moran	p valor
Médicos por mil habitantes	0,224	0,001
Vagas em medicina por mil hab.	0,006	0,033
Concluintes em medicina por mil hab.	0,005	0,032
Leitos por mil habitantes	0,076	0,001
Cobertura Vacinal	0,227	0,001
Esperança de vida ao nascer	0,471	0,001
Mortalidade Infantil	0,154	0,001
Mortalidade Total	0,510	0,001
Domicílios com coleta de lixo	0,562	0,001
Domicílios sem água e esgotamento sanitário	0,751	0,001
Domicílios com energia elétrica	0,631	0,001
Distância da capital	0,903	0,001
Densidade Demográfica	0,556	0,001
Beneficiários da Bolsa família por mil hab.	0,863	0,000
Média de anos de estudos	0,574	0,001
Taxa de urbanização	0,431	0,001
Renda média <i>per capita</i>	0,744	0,001
Resíduo do modelo completo aespacial	0,102	0,005

Fonte: Elaboração própria.

## Anexo 2: Matriz de Correlação das Variáveis Municipais.

	Esperança de vida ao nascer	Média de anos de estudos	Coefficiente de gini	Renda média per capita	Domicílios sem água e esgoto	Cobertura vacinal	Distancia da capital	Densidade Demográfica	Médicos por 1000 hab.,	Leitos por 1000 hab.,	Mortalidade infantil	Mortalidade total	Taxa de urbanização	Vagas nos cursos de medicina	Concluintes nos cursos de
Esperança de vida ao nascer	1														
Média de anos de estudo	0,4415	1													
Coefficiente de gini	-0,3801	-0,3967	1												
Renda média per capita	0,7849	0,5134	-0,2735	1											
Domicílios sem água e esgoto	-0,6041	-0,4443	0,4429	-0,5866	1										
Cobertura vacinal	-0,1052	-0,1226	0,0364	-0,2090	0,1142	1									
Distancia da capital	-0,0190	0,0455	0,0673	-0,0577	0,0105	0,0661	1								
Densidade demográfica	0,1154	0,0572	0,0051	0,2139	-0,0792	-0,0902	-0,1861	1							
Médicos por 1000 hab.	0,3927	0,2668	-0,1108	0,4802	-0,3170	-0,0491	0,0109	0,0996	1						
Leitos por 1000 hab.	0,1694	0,1429	-0,0127	0,2257	-0,1420	-0,0691	0,0354	0,0197	0,4681	1					
Mortalidade infantil	-0,2424	-0,2234	0,2600	-0,2322	0,2301	0,0263	0,0526	-0,0116	-0,1031	-0,0568	1				
Mortalidade total	0,3823	0,3748	-0,3443	0,3813	-0,4626	-0,1757	-0,0572	0,0270	0,2865	0,1862	-0,0875	1			
Taxa de urbanização	0,4172	0,2649	-0,2250	0,4998	-0,4141	-0,1197	-0,0818	0,2179	0,3274	0,2020	-0,0532	0,2778	1		
Vagas nos cursos de medicina	0,0362	0,0358	-0,0279	0,0273	-0,0209	-0,0225	-0,0038	0,0021	0,0213	0,0079	-0,0036	0,0322	-0,0054	1	
Concluintes nos cursos de medicina	0,0341	0,0330	-0,0236	0,0261	-0,0194	-0,0197	-0,0033	0,0024	0,0180	0,0043	-0,0010	0,0290	-0,0066	0,9818	1

Fonte: Elaboração própria.