

EFEITO GOTEJAMENTO NA MIGRAÇÃO DE MÉDICOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS¹

Bruno Silva de Moraes Gomes²

Suzana Quinet de Andrade Bastos³

Eduardo Simões de Almeida⁴

O artigo busca analisar a migração médica, identificando o efeito gotejamento nos municípios brasileiros para médicos generalistas e especialistas. Para este fim, utiliza dados dos Censos 2000 e 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, verifica-se a inexistência do efeito de gotejamento para migração médica tanto de generalistas (que estão dispersos pelos municípios aleatoriamente) quanto de especialistas. A variância explicada do intercepto confirma, entretanto, a importância da inclusão das variáveis individuais, municipais e espaciais. Os médicos 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. Este resultado é positivo, pois ajuda a aumentar o atendimento dos mais pobres e diminuir as desigualdades regionais.

Palavras-chave: migração médica; efeito gotejamento; modelo *logit* hierárquico espacial.

TRICKLEDOWN EFFECT ON MEDICAL MIGRATION IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

The article seeks to analyze medical migration by identifying the trickledown effect in Brazilian municipalities for general practitioners and specialists. To this end, it uses data from the 2000 and 2010 Censo and the two-level hierarchical model, the first with individual data and the second with municipal data (incorporating spatial lags). As a result, there is no trickledown effect for medical migration, both for generalists (who are randomly dispersed by the municipalities) and for specialists, however the explained variance of the intercept confirms the importance of including the individual, municipal and spatial variables. General practitioners seek regions with a shortage of medical labor. These regions are marked by the lack of infrastructure such as low number of beds, poor urbanization, and lower population density. This result is positive, as it helps to increase the care of the poorest and reduce regional inequalities.

Keywords: medical migration; trickledown effect; hierarchical spatial logit model.

JEL: I18, R12.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n3art3>

2. Professor do Instituto Federal do Rio de Janeiro (IFRJ) – *campus* Niterói e do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Desenvolvimento da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (PPGER/UFRRJ). *E-mail:* bruno.gomes@ifrj.edu.br.

3. Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE/UFJF). *E-mail:* quinet.bastos@ufjf.br.

4. Professor do PPGE/UFJF. *E-mail:* eduardo.almeida@ufjf.br.

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 por habitantes que o local possui. Nas últimas décadas, no Brasil, nota-se a evolução do número de médicos, contabilizados, segundo o Conselho Federal de Medicina (CFM), em 399.692 médicos em atividade em 2015. No ano de 1980, havia 1,15 médico 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.

Comparativamente aos países vizinhos, o Brasil conta com um número de médicos por 1 mil habitantes inferior aos de Argentina (3,9) e Uruguai (3,7), e está em melhor situação que o Chile (1,6). Além disso, mantém uma relação menor que a média dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD), que é de 3,2 médicos por 1 mil habitantes (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. São Paulo e Rio de Janeiro concentram 46% do total dos médicos (Póvoa e Andrade, 2006). Entre 2002 e 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).

Como política de melhoria na distribuição dos médicos, o Ministério da Saúde (MS) lançou, em 2011, o Programa de Valorização do Profissional da Atenção Básica, que incentiva a ida de médicos recém-formados a municípios com equipes de saúde da família (eSFs) incompletas devido à falta de médicos; e em 2013, o Programa Mais Médicos, com o objetivo de atrair mão de obra médica nacional e internacional para os municípios e distritos indígenas com baixo ou nulo número de médicos.

Comparando-se os mapas quantílicos do mapa 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 própria região. Minas Gerais, seguido do Rio de Janeiro e de São Paulo, são os 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, a exemplo de 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.

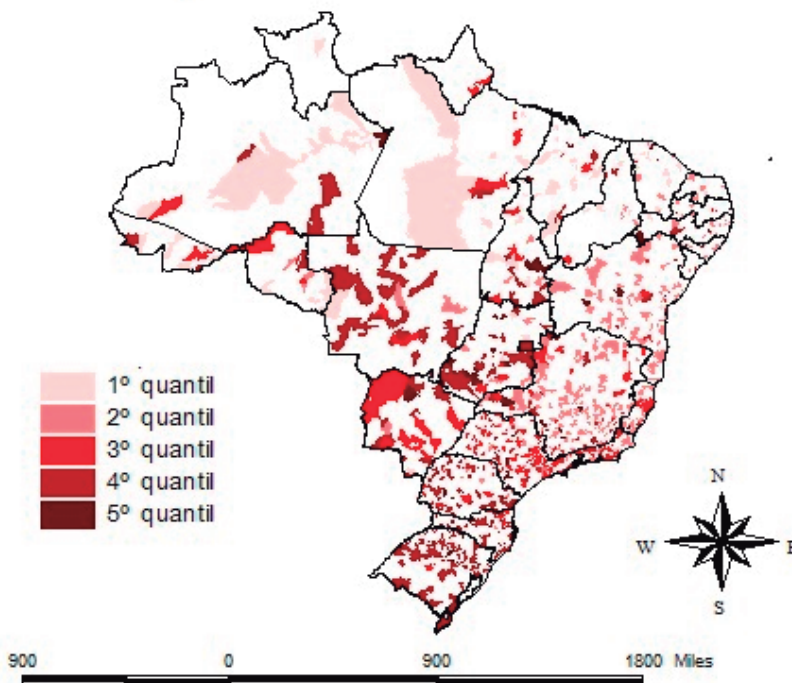
O fenômeno da migração de médicos entre regiões de um mesmo país e entre países tem sido objeto de diversos estudos. Nos estudos de migração entre países, mostra-se que, em linhas gerais, os médicos formados em países mais pobres e com escassa quantidade de médicos por habitante tendem a migrar para os países mais desenvolvidos, em busca de melhores oportunidades de colocação no mercado de trabalho e acesso mais facilitado ao aprimoramento profissional e especialização. Os estudos de migração interna também apontam para maior fixação de profissionais nas regiões em que o mercado de trabalho é mais favorável, além das possibilidades de continuidade no desenvolvimento profissional.

Em outros termos, esse conjunto de estudos vem mostrando que a migração de médicos é dependente de: oportunidades de complementação da formação adquirida na graduação, presença de centros de referência na área médica (formação e atenção especializada), especialidade de atuação do médico, condições de trabalho (instalações, equipamentos e equipe), duração dos contratos de trabalho, grau de desenvolvimento social e econômico da região ou país, além de oportunidades de inserção no mercado de trabalho.

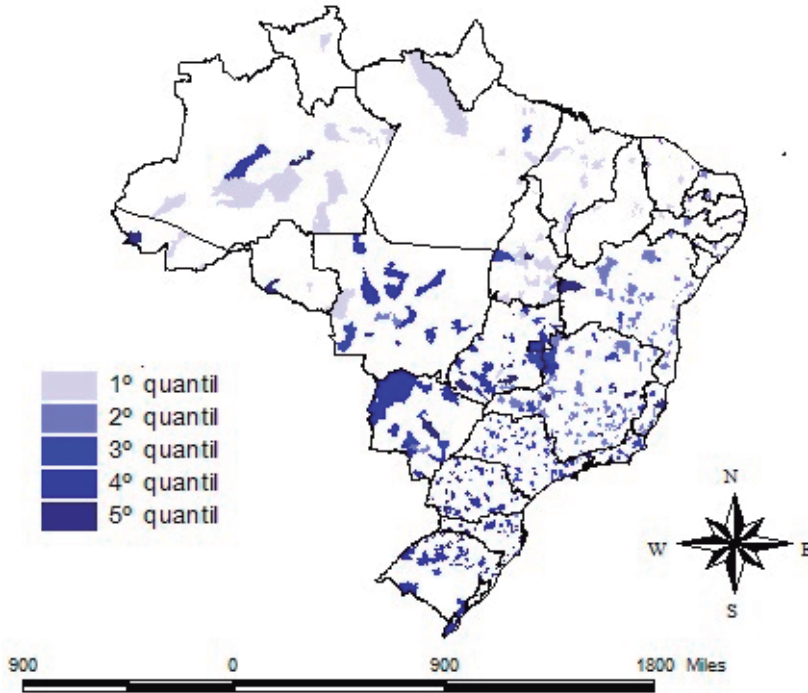
MAPA 1

Mapas quantílicos dos municípios que expulsam (emigração) e que atraem (imigração) a mão de obra médica (2010)

1A – Imigração



1B – Emigração



Fonte: Dados do Censo 2010.
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Quanto mais forte o tom, mais forte o fenômeno observado.

2. A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Diversos estudos apontam que, apesar de todas as ações desenvolvidas na área de recursos humanos em saúde, estas não estão sendo suficientes, pois ainda hoje existem vazios assistenciais, principalmente em áreas remotas localizadas nas regiões Norte e Nordeste (Girardi *et al.*, 2016). Assim, a migração dos profissionais da saúde dentro dos limites nacionais dá lugar a aglomerações (Unidades da Federação – UFs, municípios) que não contam com mão de obra suficiente para satisfazer as necessidades ou demandas de saúde da sua população, e a outros com excesso de profissionais (polos).

O economista alemão Albert Hirschman desenvolveu, no fim dos anos 1950, uma análise do processo de polarização, na qual sustentou que a expansão das regiões mais avançadas promove efeitos de “gotejamento” nos locais menos desenvolvidos (Diniz, 2001). Assim, 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. Entretanto, há possibilidade de o médico migrar para um 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.

A nota técnica do Observatório de Recursos Humanos em Saúde de São Paulo – ObservaRHSP (2015) – sobre movimentação médica identificou alguns comportamentos importantes. Uma movimentação identificada se refere à circulação intermunicipal. No interior das regiões, a participação dos profissionais não exclusivos aos municípios no conjunto de médicos em atividade é extremamente relevante, principalmente para aqueles de menor porte. Assim, se por um lado as regionais não são capazes de reter todos que ali atuam; por outro, os municípios que não são polo apresentam alto grau de invasão (gotejamento) de profissionais externos.

Os modelos de competição espacial indicam que uma grande densidade de médicos nos centros urbanos gera o efeito de “gotejamento” (*trickledown*) de médicos para cidades vizinhas menores. Contudo, quanto mais especializado for o médico, menos ele estará propenso a migrar para um município pequeno. Cooper, Heald e Samuels (1972; 1977) e Kristiansen e Forde (1992) destacam que médicos que fizeram graduação em áreas urbanas tendem a se localizar nestas áreas ao invés de irem para localidades periféricas.

Considerando que no Brasil ainda se conhece pouco sobre os processos migratórios e de deslocamento internos dos profissionais especializados em geral, e dos profissionais da saúde em particular, este artigo tem como objetivo identificar o possível 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 em diferença 2010-2000 (incorporando as defasagens espaciais), controlando o efeito fixo municipal e a autocorrelação espacial. O período de análise é o ano de 2010.

Considera-se médico generalista aquele com especialização em clínica geral ou saúde da família, ou até mesmo sem especialização, que atende todos os tipos de doenças de todas as especialidades de pessoas, de qualquer idade. O médico especialista é aquele que tem uma ou mais especializações e atua em determinada(s) área(s).

Este artigo se insere na literatura nacional de migração/distribuição da mão de obra médica em nível municipal, entretanto avança ao testar a possibilidade de efeito gotejamento na migração de médicos especialistas e generalistas, bem como na modelagem econométrica.

Além desta 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. Na quinta são apresentados os resultados e, por fim, fazem-se as considerações finais.

2 DISTRIBUIÇÃO E MIGRAÇÃO MÉDICA

Existem várias explicações na literatura para a migração. Por exemplo, Borjas (1987; 1991) mostra que a migração ocorrerá se a região de destino recompensa mais as habilidades dos migrantes do que a região de origem, e se os rendimentos médios são maiores. Outros estudos mostram que a decisão de migrar não é somente função do diferencial de salário entre as regiões de origem e destino (Freguglia, Gonçalves e Silva, 2014), mas também pode ser influenciada pela distribuição dos níveis de habilidades, e dos tipos de custos associados à migração (Clark, Hatton e Williamson, 2007; Hatton e Williamson, 2005; 2010). Gonçalves, Ribeiro e Freguglia (2016) mostram que o progresso tecnológico medido pelo grau de inovação nas microrregiões brasileiras pode ser um fator de atração de profissionais qualificados. Da Mata *et al.* (2008) apresentam fatores associados à atração de mão de obra qualificada em municípios do Brasil.

Não existe um modelo universalmente aceito para determinar a necessidade médica de uma região, nem um método único para estimar o número real de médicos no momento e no território, tampouco avaliações econométricas de programas de migração médica. Goic (1995) e Bastias *et al.* (2000) citam trabalhos internacionais que atrelam o contingente de médicos aos indicadores de índice de desenvolvimento humano (IDH) ou renda *per capita*. Por exemplo, Rosko e Broyles (1988), ao analisarem a diferença do número de médicos entre os centros urbanos e rurais, notam que essa diferença é devida à renda *per capita* nas áreas urbanas ser superior à nas áreas rurais.

A partir de 2000, surgem trabalhos que começam a modelar os determinantes de escolha locacional dos médicos. Segundo Nocera e Wanzenried (2002), a questão da migração e distribuição médica pode ser analisada através de um problema de escolha locacional.⁵ 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, entre outras.⁶

Kristiansen e Forde (1992), ao estudarem 322 médicos especialistas da Noruega, identificaram fatores de fixação dos médicos 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 se fixem nessas áreas e favorece a entrada de estudantes de áreas carentes nesses cursos.

5. Para Dormont e Samson (2008) e Fortin, Jacquemet e Shearer (2008), os ganhos dos médicos variam com a eficiência no atendimento, sendo que médicos mais velhos tendem a ser menos eficientes e por isso recebem menos.

6. Para Jacobsen e Levin (1997; 2000) e Pixley (2008), as decisões de migração baseiam-se nos ganhos de bem-estar líquido da família realocada.

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

Para o Brasil, Póvoa (2004) analisa os determinantes da desigualdade da distribuição médica entre os estados utilizando dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) 1997-1999 e 2001, por intermédio de um modelo *probit* que diferencia médicos naturais e não naturais.⁷ Para o autor, os médicos tendem a trabalhar 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 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 explicam a concentração médica, tanto de especialistas quanto de generalistas, nos municípios.

De forma abrangente, os resultados encontrados apontam que: i) 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); ii) as características específicas dos indivíduos como idade, estado civil ou gênero influenciam a decisão de migração (Nocera e Wanzenried, 2002; Póvoa, 2004; Kuhn e Ochsén, 2009; McDonald e Worswick, 2012); iii) a mudança de localidade é uma forma de investimento e, quanto mais jovem é o indivíduo, mais tempo ele poderá usufruir dos benefícios de uma mudança; logo, indivíduos mais jovens são mais propensos a mudar (Póvoa, 2004; Basu e Rajbhandary, 2006); iv) o estado civil do indivíduo é importante, pois quando este possui um cônjuge, a decisão de mudar considera as preferências e as perspectivas profissionais do parceiro (Kuhn e Ochsén, 2009; McDonald e Worswick, 2012); e v) os homens costumam migrar mais (Póvoa, 2004; McDonald e Worswick, 2012).

Metodologicamente, apesar de os autores usarem econometria, Nocera e Wanzenried (2002), Póvoa (2004), Basu e Rajbhandary (2006) e Pinto, Menezes e Rocha (2016) não tratam a heterogeneidade de efeitos não observados; Nocera e Wanzenried (2002), Basu e Rajbhandary (2006) e McDonald e Worswick (2012) não tratam a possível autocorrelação espacial; e Póvoa e Andrade (2006),

7. 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.

Kuhn e Ochsén (2009) e McDonald e Worswick (2012) não diferenciam os médicos entre generalistas e especialistas. Assim, este artigo busca contribuir com a literatura de migração/distribuição da mão de obra médica avançando na modelagem econométrica dos trabalhos anteriores. O modelo *logit* hierárquico espacial se preocupa com o tratamento da heterogeneidade dos efeitos fixos municipais e efeitos espaciais. Além disso, ao calcular o efeito gotejamento da migração médica, 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 METODOLOGIA

Para verificar a possibilidade do efeito gotejamento, utiliza-se o modelo *logit* hierárquico de dois níveis: o primeiro, com informações dos médicos, cujos resultados podem ser representados como função de um conjunto de características individuais; e o segundo, com os dados dos municípios. O controle espacial e de efeitos fixos ocorre no segundo nível com a utilização dos dados em diferença, 2010-2000, e com a incorporação das defasagens espaciais das variáveis municipais. A variável dependente é um *logit* com zero para médicos locais e um para médicos não locais.

A metodologia admite violação da hipótese de termos de erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), causada pela dependência dos indivíduos que residem no mesmo município. Permite também evitar os problemas da falácia ecológica e atomística (Raudenbush e Bryk, 2002). A primeira ocorre ao se interpretar dados agregados em nível individual, gerando confusão entre o efeito individual e o agregado; a segunda, ao concluir em nível hierárquico agregado baseado em análise feita em nível individual (Hox, 2002).

Segundo Goldstein (1995), ao explicitar cada nível hierárquico, há ganhos do ponto de vista estatístico. Dado que a estrutura de erro é dividida para cada nível hierárquico, os erros-padrão são precisamente estimados, o que possibilita a construção de testes de significância robustos. Controla-se 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.

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 por sua variância ser heterogênea. Ainda, o valor predito (*predicted*) da variável dicotômica pode ser observado como a probabilidade de o evento ocorrer entre zero e um. Sabe-se que os modelos multiníveis lineares não restringem o resultado nesse intervalo, podendo atingir qualquer valor real.

Assim como em Lameira (2012), para tratar essa questão, no modelo *logit* hierárquico, o valor predito é convertido em chance de o médico migrar (*log-odds*), como se pode ver a seguir:

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

Na equação (1), n_{ij} é o logaritmo da chance de migração para o indivíduo i , e π_{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):

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

Segundo Raudenbusch e Bryk (2002), usam-se os dados mais desagregados nos primeiro e segundo níveis, as observações mais agregadas. Assim, $i = 1 \dots N$ representam os dados individuais dos médicos; $j = 1 \dots J$ são as unidades do nível 2, municípios; β_{0j} é o resultado médio do j -ésimo município; e ε_{ij} é o efeito aleatório do nível 1.

O intercepto é modelado no segundo nível como:

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

Na equação (3), γ_{00} representa a média do resultado para os médicos e u_{0j} é o efeito aleatório do nível 2. Assume-se que ε_{ij} e u_{0j} são independentes e seguem uma distribuição normal com média zero e variâncias constantes, $\sigma_{u_0}^2$ (variabilidade intragrupo) e σ_{ε}^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).

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

A variável β_{0j} representa o intercepto; β_{1j}, β_{2j} são os parâmetros a serem estimados no modelo; ε_{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 de o médico migrar difere entre os municípios (6):

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

Na equação (6), 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):

$$\text{Percentual da variância explicada} = \frac{\hat{\tau}(\text{n\~{a}o condicional}) - \hat{\tau}(\text{condicional})}{\hat{\tau}(\text{n\~{a}o condicional})} \quad (7)^8$$

Para inserir a modelagem espacial na equação estrutural, admitindo que os efeitos espaciais se manifestam através do processo autorregressivo de defasagem espacial da variável dependente, é necessário assumir que Wy é uma variável endógena, cujo modelo deve ser estimado pelo método da máxima verossimilhança ou por 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 . Esta alternativa, entretanto, não controla a dependência espacial para as variáveis não observadas; apenas para as observadas.⁹ Além disso, as defasagens espaciais (WX) controlam transbordamentos locais e não os transbordamentos globais (que afetam 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; e 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 1 mil habitantes. Espera-se que os médicos migrem para municípios com vizinhos com alta densidade médica.

8. O percentual da variância explicada pode ser calculado multiplicando-se o índice de redução proporcional da variância por cem, sendo possível obter a porcentagem da variância do intercepto do modelo nulo explicada pela inclusão de variáveis no segundo nível.

9. 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 sua vez, a autocorrelação espacial negativa indica dissimilaridade entre os valores das variáveis espaciais dos municípios.

4 BASE DE DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA

O banco de dados é majoritariamente retirado dos microdados dos Censos 2000 e 2010, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utiliza-se o universo de médicos, incluindo aqueles que migraram nos cinco anos anteriores a 2010. Na confecção da variável dependente, utilizam-se dois tipos de dados: o local de residência em 2010 e o local de residência onde o médico morava cinco anos antes, para captar os médicos que migraram. Assume-se zero o médico que não migrou (o código do município em 2010 é o mesmo do município de cinco anos antes, 2005) e o médico que migrou (o código do município em 2010 difere do código do município de cinco anos antes – 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) e a distinção entre os médicos generalistas e especialistas que compõem o nível 1 do modelo. Dos Censos 2000 e 2010, foram retiradas as variáveis municipais (renda média *per capita*, taxa de urbanização, densidade demográfica, coeficiente de Gini, esperança de vida ao nascer) que compõem o nível 2. O quadro 1 mostra as variáveis utilizadas nos níveis 1 e 2 e o que elas representam.

QUADRO 1
Variáveis testadas no modelo

Nível 1: características do indivíduo	
Dependente (migração)	<i>Dummy</i> com zero para os não migrantes e um para aqueles que migram nos últimos cinco anos
Sexo	<i>Dummy</i> com zero para mulheres e um para homens
Estado civil	<i>Dummy</i> com zero para solteiros e um para casados
Raça	<i>Dummy</i> com um para brancos e zero 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
Nível 2: características do município	
Leitos por 1 mil habitantes	Número de leitos por 1 mil habitantes
Médicos por 1 mil habitantes	Número de médicos por 1 mil habitantes
Vagas nas faculdades de medicina	Número de vagas na faculdade de medicina por 1 mil 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, multiplicada por cem
Esperança de vida ao nascer	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento
Densidade demográfica	População total/área geográfica
Coeficiente de Gini	Medida de desigualdade de renda
WX	Defasagem espacial das variáveis explicativas

Elaboração dos autores.

O número de leitos e médicos por 1 mil habitantes, que serve 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 no curso de medicina por 1 mil habitantes, que serve para indicar a possibilidade de aperfeiçoamento dos médicos no município, está disponibilizado pelo Sistema de Indicadores das Graduações em Saúde (Sigras).

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 (1º 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

Elaboração dos autores.

Na média, os médicos possuem em torno dos 45 anos, trabalham em mais de um emprego (aproximadamente 43 horas semanais), residem em domicílios com três 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 cinco anos.

TABELA 2
Análise descritiva das variáveis individuais (1º nível)

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Médicos por 1 mil habitantes	1,886	4,241	2,022	4,933
Vagas em medicina por 1 mil habitantes	0,111	2,763	0	175,250
Leitos por 1 mil habitantes	2,422	2,466	0	61,1630
Esperança de vida ao nascer	73,089	2,680	65,3	78,640
Densidade demográfica	108,194	572,418	0,131	13030,480
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

Elaboração dos autores.

Em média, os municípios brasileiros possuem 1,886 médicos por 1 mil habitantes, 0,111 vagas nas faculdades de medicina e 2,422 leitos. São municípios em sua maioria urbanos (63,82%), densos (108,194), com renda média *per capita* de R\$ 493,00, com coeficiente de Gini igual a 0,49 e esperança de vida ao nascer de 73 anos.

5 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados do modelo *logit* hierárquico para a migração médica, 2010. Na estimação do modelo nulo, averigua-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 um 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, isto é, ao se incluírem as variáveis do segundo nível, observa-se o aumento do percentual da variância explicada para 76,99, justificando a inclusão do segundo nível do modelo hierárquico.

TABELA 3
Resultados do modelo *logit* hierárquico para migração médica (2010)

Componente fixo	Nulo (1)	Primeiro nível (2)	Segundo nível (3)
Intercepto	-0,718*** (0,028)	2,957*** (0,140)	4,666*** (1,759)
Vagas em medicina por 1 mil habitantes			-0,058 (0,035)
Esperança de vida ao nascer			-0,098 (0,022)
Renda média <i>per capita</i>			0,001 (0,000)
Coeficiente de Gini			2,301*** (0,633)
Densidade demográfica			-0,001** (0,000)
Médicos por 1 mil habitantes			-0,221*** (0,007)
Leitos por 1 mil habitantes			-0,109*** (0,016)
Taxa de urbanização			-0,103*** (0,002)
Idade		-0,067*** (0,002)	-0,075*** (0,001)
Renda total		0,003** (0,001)	0,009*** (0,001)
Componentes na família		-0,303*** (0,018)	-0,345*** (0,013)
Especialista		-0,036 (0,031)	-0,011 (0,038)

(Continua)

(Continuação)

Componente fixo	Nulo (1)	Primeiro nível (2)	Segundo nível (3)
Raça		-0,005 (0,046)	0,056 (0,048)
Sexo		0,095*** (0,029)	0,102*** (0,036)
Estado civil		0,267*** (0,038)	0,201*** (0,038)
Componente aleatório	0,695***	0,677***	0,838***
Variância explicada (%)	48,41	70,36	76,99
Número de observações (nível 1)		20.280	
Número de observações (nível 2)		2.297	
Presença da autocorrelação espacial		Sim	

Elaboração dos autores.

Obs.: * significante a 5%; ** significante a 1%; *** significante a 0,1%.

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

O número de médicos por 1 mil habitantes apresenta coeficiente significativo a 1% e negativo (0,221), 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 1 mil habitantes se mostra significativa a 1% e negativa. Essa variável denota a infraestrutura hospitalar do município. Segundo Pinto, Menezes e Rocha (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 apêndice A 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 1 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 município¹⁰ (limítrofes).

Seguindo as orientações de Morenoff (2003), realiza-se o teste de autocorrelação espacial dos resíduos do modelo com a incorporação do segundo nível (apêndice A). 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 com a finalidade de controlar a autocorrelação espacial.

10. Testaram-se outras matrizes, como sugerido por Baumont (2004), com a estatística *I* de Moran utilizando as matrizes de *K* vizinhos (K1, K2, ..., K20) e as matrizes de contiguidades (torre e rainha).

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 maiores 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 melhora 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 explica menos a migração médica quando se separam os médicos em generalistas e especialistas.

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

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); e iv) menor taxa de urbanização.

Considerando as variáveis espaciais, a probabilidade de o médico migrar aumenta quando for: 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; e iv) menor a média do número de leitos dos vizinhos para médicos especialistas.

A defasagem espacial do número de médicos por 1 mil habitantes resgata a ideia do gotejamento, em que municípios atraentes de mão de obra médica são circundados por municípios que se beneficiam da proximidade ao atraírem médicos. Porém, verifica-se que a alta concentração de médicos na região é um fator de não atração da mão de obra médica (-0,080), 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 1 mil habitantes não é significativa para a migração dos especialistas. Dessa forma, não existe gotejamento de médicos especialistas nos municípios brasileiros. Os médicos generalistas, por serem especializados em clínica médica ou saúde da família, ou até mesmo não possuírem especialização, tendem a migrar para municípios mais carentes, menos urbanizados, com menor renda, menor número de leitos e menor densidade demográfica. Este resultado é positivo para a redução das desigualdades regionais, uma vez que os generalistas migram para regiões em que se fazem necessários para o atendimento básico da população.

TABELA 4
Resultados do modelo *logit* hierárquico espacial para migração médica, para os médicos generalistas e especialistas (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 1 mil habitantes	-0,123 (0,032)	-0,004 (0,027)	-0,036 (0,033)
Esperança de vida ao nascer	-0,080 (0,023)	0,018 (0,026)	-0,017 (0,045)
Renda média <i>per capita</i>	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Coefficiente de Gini	1,105* (0,960)	2,150* (0,960)	1,073 (1,537)
Densidade demográfica	-0,005** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
Médicos por 1 mil habitantes	-0,010 (0,008)	-0,007 (0,009)	-0,011 (0,010)
Leitos por 1 mil habitantes	-0,076*** (0,015)	-0,091*** (0,020)	-0,014 (0,025)
Taxa de urbanização	-0,102*** (0,002)	-0,015*** (0,002)	-0,015*** (0,005)
W (Vagas em medicina por 1 mil habitantes)	0,061 (0,031)	0,009 (0,041)	0,011 (0,043)
W (Esperança de vida ao nascer)	-0,064 (0,009)	-0,030*** (0,010)	-0,036*** (0,011)
W (Renda média <i>per capita</i>)	0,020*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
W (Gini)	4,100*** (0,975)	2,988*** (1,055)	4,490*** (1,564)
W (Densidade demográfica)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
W (Médicos por 1 mil habitantes)	-0,080*** (0,015)	-0,059*** (0,017)	0,012 (0,025)
W (Leitos por 1 mil habitantes)	0,013 (0,030)	0,053 (0,036)	-0,123** (0,044)
W (Taxa de urbanização)	0,011 (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)	0,013*** (0,002)	0,504*** (0,002)
Componentes na família	-0,344*** (0,024)	-0,388*** (0,045)	-0,447*** (0,044)
Especialista	-0,014 (0,003)		
Raça	0,054 (0,053)	-0,007 (0,024)	-0,081* (0,044)

(Continua)

(Continuação)

Componente fixo	Total (4)	Generalistas (5)	Especialistas (6)
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	0,670***	0,632***	0,669***
Variância explicada (%)	79,88	77,99	78,16

Elaboração dos autores.

Obs.: * significante a 5%; ** significante a 1%; *** significante a 0,1%.

A defasagem espacial do número de leitos por 1 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 de o médico migrar para esses municípios.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou o efeito gotejamento nos municípios brasileiros, 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 a formação médica em médicos generalistas e especialistas.

A inclusão das variáveis municipais e das defasagens espaciais aumentou 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 médicos, 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 especialistas nos municípios brasileiros. Constata-se que os médicos generalistas migram para municípios 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. Este resultado é positivo, pois ajuda a aumentar o atendimento dos mais pobres e diminuir as desigualdades regionais.

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. Uma sugestão de incorporação futura seria a inclusão da diferença líquida entre os salários dos médicos nos municípios de destino e origem, a fim de investigar se o prêmio salarial seria capaz de influenciar a migração médica.

Tendo em vista que os médicos buscam maior dispersão pelos municípios brasileiros, torna-se fundamental como política pública criar condições de fixação dos médicos em regiões brasileiras menos desfavorecidas/atrativas. Entre as intervenções para enfrentar este desafio, sugere-se um programa de interiorização tanto do médico quanto das faculdades de medicina. Programa esse com objetivos e características próximos aos do PMM.

REFERÊNCIAS

BASTIAS, G. S. *et al.* Número de médicos en Chile: estimaciones, proyecciones y comparación internacional. **Revista Médica de Chile**, Santiago, v. 128, n. 10, 2000.

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

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Dijon: Université de Bourgogne, 2004. 26 p. Mimeografado.

BORJAS, G. Self-selection and the earnings of immigrants. **American Economic Review**, v. 77, p. 531-553, 1987.

BORJAS, G. Immigration and self-selection. *In*: ABOWD, J.; FREEMAN, R. (Ed.). **Immigration, trade, and the labor market**. Chicago: University of Chicago Press, 1991.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Gestão do Trabalho e da Educação na Saúde. **Programa mais médicos – dois anos: mais saúde para os brasileiros**. Brasília: MS, 2015. 128 p.

CLARK, X.; HATTON, T.; WILLIAMSON, J. Explaining U.S. immigration, 1971-1998. **Review of Economics and Statistics**, v. 89, p. 359-373, 2007.

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

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

DA MATA, D. *et al.* Migração, qualificação e desempenho das cidades brasileiras. *In: CARVALHO, A. X. Y. et al. (Org.). Dinâmica dos municípios.* Brasília: Ipea, 2008.

DINIZ, C. C. **A questão regional e as políticas governamentais no Brasil.** Belo Horizonte: Cedeplar/Face/UFGM, 2001. (Texto para Discussão, n. 159).

DORMONT, B.; SAMSON, A. L. Medical demography and intergenerational inequalities in general practitioner's earnings. **Health Economics**, v. 17, p. 1037-1055, 2008.

FORTIN, B.; JACQUEMET, N.; SHEARER, B. Policy analysis in the health-services market: accounting for quality and quantity. **Annales d'Economie et de Statistiques**, n. 91/92, p. 293-319, 2008.

FREGUGLIA, R. S.; GONÇALVES, E.; SILVA, E. R. Composition and determinants of the skilled out-migration in the Brazilian formal labor market: a panel data analysis from 1995 to 2006. **EconomiA**, v. 15, p. 100-117, 2014.

GIRARDI, S. N. *et al.* Impacto do Programa Mais Médicos na redução da escassez de médicos em Atenção Primária à Saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 21, p. 2675-2684, 2016.

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

GOLDSTEIN, H. **Multilevel statistical models.** London: Arnold, 1995.

GONÇALVES, E.; RIBEIRO, D. R. S; FREGUGLIA, R. S. Skilled labor mobility and innovation: a study of Brazilian microregions. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 2, p. 181-210, 2016.

HATTON, T.; WILLIAMSON, J. What fundamentals drive world migration? *In: BORJAS, G.; CRISP, J. (Ed.). Studies in development economics and policy.* New York: Palgrave Macmillan, 2005.

HATTON, T.; WILLIAMSON, J. Are third world emigration forces abating? **World Development**, v. 39, p. 20-32, 2010.

HOX, J. **Multilevel analysis techniques and applications.** New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates Inc., 2002.

JACOBSEN, J. P.; LEVIN, L. M. Marriage and migration: comparing gains and losses for migration for couples and singles. **Social Science Quarterly**, v. 78, p. 670-688, 1997.

JACOBSEN, J. P.; LEVIN, L. M. The effects of internal migration on the relative economic status of women and men. **Journal of Socioeconomics**, v. 29, p. 291-304, 2000.

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, 1992.

KUHN, M.; OCHSEN, C. **Demographic and geographic determinants of regional physician supply**. Universität Rostock, 2009. 49 p. (Thünen-Series of Applied Economic Theory Working Paper, n. 105).

LAMEIRA, V. C. **Dois ensaios sobre mobilidade de trabalhadores no Brasil**. 2012. 88 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2012.

MCDONALD, J. T.; 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.

MONEROFF, J. D. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight. **American Journal of Sociology**, v. 108, n. 5, p. 976-1017, 2003.

NOCERA, S.; WANZENRIED, G. **On the dynamics of physician density theory and empirical evidence for Switzerland**. Suíça: University of Bern, 2002. 25 p. (Working Paper, n. 02.8).

OBSERVAHSP – OBSERVATÓRIO DE RECURSOS HUMANOS EM SAÚDE DE SÃO PAULO. Relatório de Indicadores de Recursos Humanos. Secretaria de Estado de Saúde de São Paulo, 2015. Disponível em: https://www.saude.sp.gov.br/resources/crh/observatorio-de-rh/boletins/relatorio__indicadoresrh_dezembro_2015_modelo_velho.pdf. Acesso em: 15 ago. 2015.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Health at a Glance 2011**: OECD Indicators. OECD Publishing, 2013. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1787/health_glance-2013-en. Acesso em: 15 ago. 2015.

PINTO, P. A. L. A.; MENEZES, T. A.; ROCHA, R. M. **Condicionantes da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros: uma análise a partir da econometria espacial**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA SAÚDE, 12., 2016, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador, 2016.

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

PÓVOA, L. M. C. **Dois ensaios econômicos sobre a distribuição geográfica dos médicos no Brasil**. 2004. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

PÓVOA, L.; ANDRADE, M. V. 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. 2006.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2. ed., Londres, Nova Delhi: Sage, 2002. 265 p.

ROSKO, M. D.; BROYLES, R. W. **The economics of healthcare: a reference handbook**. Nova York; Londres: Greenwood, 1988.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BOTEGA, L. A. **Distribuição espacial das internações hospitalares realizadas pelo Sistema Único de Saúde (SUS) em Minas Gerais, 2002**: deslocamentos populacionais e tipos de procedimentos. 2005. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, 2005.

BUSATO, A.; MATTER, P.; KUENZI, B. Primary care physician supply and other key determinants of health care utilization: the case of Switzerland. **BMC Health Serv Res.**, v. 9, p. 1-9, 2009.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconomics: methods and applications**. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 2005.

CHAGAS, A. S.; ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. **Sugar cane burning and human health: an analysis using spatial difference in difference**. FEA/USP, jul. 2014. (Working Paper, n. 2014-20).

CFM – CONSELHO FEDERAL DE MEDICINA. **Demografia médica no Brasil**: dados gerais e descrições de desigualdades. CFM, 2011. v. 1. 120 p.

DUBÉ, J. *et al.* A spatial difference-in-difference estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices. **Transportation Research Part B**, v. 64, p. 24-40, 2014.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de assistência médico-sanitária (AMS), Rio de Janeiro, 1999 e 2002**. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.

MACHADO, M. H. (Coord.). **Os médicos no Brasil**: um retrato da realidade. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz, 1997. 244 p.

NEWHOUSE, J. P. *et al.* Does the geographical distribution of physicians reflect market failure? **Bell Journal of Economics**, v. 13, n. 2, p. 493-506, 1982.

OLIVEIRA, F. P. *et al.* Mais Médicos: um programa brasileiro em perspectiva internacional. **Interface – Saúde, Educação, Comunicação**, Botucatu, v. 19, p. 54, 2015.

RIGATTO, M. 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, 1966.

RODRIGUES, R. N.; ALFRADIQUE, M. E. M. **Identificação e caracterização dos aglomerados de saúde do estado de Minas Gerais**. 2001. 47 p. Mimeografado.

SILVA, S. F. **Municipalização da saúde e poder local: sujeitos, atores e políticas**. São Paulo: Hucitec, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT Press, 2010.

APÊNDICE A

TABELA A.1
I de Moran das variáveis locais

Variável	I de Moran	p-valor
Médicos por 1 mil habitantes	0,204	0,000
Vagas em medicina por 1 mil habitantes	0,010	0,033
Leitos por 1 mil habitantes	0,086	0,001
Esperança de vida ao nascer	0,591	0,001
Densidade demográfica	0,888	0,001
Média de anos de estudos	0,454	0,001
Taxa de urbanização	0,421	0,001
Renda média <i>per capita</i>	0,773	0,001
Resíduo do modelo completo aespacial	0,121	0,005

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Matriz de Correlação das variáveis municipais (2010-2000)

	Esperança de vida ao nascer	Média de anos de estudos	Coefficiente de Gini	Renda média <i>per capita</i>	Médicos por 1 mil habitantes	Leitos por 1 mil habitantes	Taxa de urbanização	Vagas nos cursos de medicina
Esperança de vida ao nascer	1							
Média de anos de estudo	0,4415	1						
Coefficiente de Gini	-0,3801	-0,3967	1					
Renda média <i>per capita</i>	0,7849	0,5134	-0,2735	1				
Médicos por 1 mil habitantes	0,3927	0,2668	-0,1108	0,4802	1			
Leitos por 1 mil habitantes	0,1694	0,1429	-0,0127	0,2257	0,4681	1		
Taxa de urbanização	0,4172	0,2649	-0,2250	0,4998	0,3274	0,2020	1	
Vagas nos cursos de medicina	0,0362	0,0358	-0,0279	0,0273	0,0213	0,0079	-0,0054	1

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: jun. 2018.

Última versão recebida em: ago. 2022.

Aprovada em: ago. 2022.

