

Comportamento e determinantes das transferências federais em saúde no Brasil: uma análise espacial *

Barbara Sant'ana Kuenka **
Alexandre Nogueira Mugnaini Junior ***
Mirela Silva de Oliveira ****
José Luiz Parré *****

Resumo

Concebido pela Constituição de 1988, o Sistema Único de Saúde (SUS) vislumbra a descentralização fiscal e a distribuição equitativa de fundos para estados e municípios. Por meio de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e a estimação de um modelo de defasagem espacial (SAR) via Método dos Momentos Generalizado (GMM), buscou-se identificar o comportamento e os determinantes para o repasse federal às microrregiões brasileiras, considerando o componente espacial. O diagnóstico espacial indicou que microrregiões que receberam maiores montantes de repasse eram vizinhas de microrregiões que também obtiveram repasses mais elevados. Resultados econométricos apontaram que microrregiões mais pobres receberam maiores repasses para a saúde. Pelo lado da demanda, a alta complexidade foi priorizada sobre a baixa; o inverso pelo lado da oferta, indicando certo grau de ambiguidade na distribuição dos recursos. Morbidade, número de médicos, hospitais de baixa complexidade e componentes político-partidários também foram determinantes para a atração de recursos federais.

Palavras-chave: Econometria espacial, Modelos espaciais, Economia da saúde, Saúde pública, Transferências intergovernamentais.

Abstract

Behavior and determinants of federal health transfers in Brazil: a spatial analysis

Conceived by the 1988 Constitution, the Brazilian Unified Health System targets fiscal decentralization and the equitable distribution of funds towards states and municipalities. Through an Exploratory Spatial Data Analysis and the estimation of a spatial lag model (SAR) via Generalized Method of Moments (GMM), we aimed to identify the behavior and determinants for the federal transfers to Brazilian microregions, considering the spatial component. The spatial diagnosis indicated that microregions that received higher amounts of resources were neighbors of microregions that also obtained higher transfers. Econometric results showed that economically poorer microregions received greater amount of transfers. On the demand side, high complexity was prioritized over low; the reverse on the supply side, indicating a certain degree of ambiguity in the distribution of resources. Morbidity, number of physicians, low-complexity hospitals and political components were also crucial to attracting federal resources.

Keywords: Spatial econometrics, Spatial models, Health economics, Public health, Intergovernmental transfers.

JEL: C21, I14, I18.

* Artigo recebido em 11 de maio de 2020 e aprovado em 18 de fevereiro de 2022.

** Mestre em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá, PR, Brasil. E-mail: barbarakuenka@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4983-1652>.

*** Mestre em Teoria Econômica na Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá, PR, Brasil. E-mail: alexandremugnaini@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7675-869X>.

**** Mestre em Teoria Econômica na Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá, PR, Brasil. E-mail: mirela.oliveira.daltio@hotmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8398-8127>.

***** Professor titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Maringá, PR, Brasil. E-mail: jlparre@uem.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1569-8224>.

Introdução

Até o momento da sua criação pela Constituição Federal de 1988, o Sistema Único de Saúde (SUS) consistia em uma versão centralizada e não universal daquele que viria a se tornar o produto de décadas de evolução de um sistema de saúde (Mendes; Miranda; Cossio, 2008). A não universalidade, por sua vez, implicava que apenas aqueles que atuavam no âmbito formal do mercado de trabalho tivessem acesso ao atendimento público de saúde, o que provocou considerável concentração de gastos nos grandes centros (Ulyssea, 2005).

Durante as últimas três décadas, o SUS vem trazendo propostas de universalização do acesso ao serviço, a descentralização administrativa e hierarquização da sua forma organizacional – em outras palavras, o sistema atribui ao Governo Federal a formação de objetivos e diretrizes políticas, bem como a transferência de recursos para as esferas estaduais e municipais para que elas estejam aptas a executarem as metas traçadas em diferentes níveis de complexidade (Piola et al., 2012; Barros; Piola, 2016). Nesse novo contexto, busca-se maior equidade na distribuição dos recursos de assistência à saúde – o que transfere aos municípios crucial participação nesse espectro da máquina administrativa, por estarem mais próximos das necessidades da saúde local (Simão; Orellano, 2015; Suzart; Zoccolotto; Rocha, 2018).

Quanto ao caráter das transferências no sistema de saúde, estas são, destarte, de natureza intergovernamental; a União transfere recursos aos governos estaduais e municipais e estes, respectivamente, devem direcionar no mínimo 12% e 15% de sua arrecadação anual para administração e investimentos na saúde. Já o governo central, segundo Emenda Constitucional n. 29, deve empregar a mesma quantidade de receitas arrecadadas no ano anterior, mediante correção pela variação nominal do PIB (Brasil, 2000; Servo et al., 2011; Fundo Nacional de Saúde, 2014).

Essas transferências abrangem as duas modalidades distintas chamadas de convênio e fundo a fundo: a primeira consiste em acordos específicos realizados entre as esferas de governo, possuindo regras que variam de acordo com o caso em pauta; enquanto a segunda constitui um instrumento automático de repasse de recursos em direção às outras esferas via Fundo Nacional de Saúde (FNS) (Mendes; Miranda; Cossio, 2008).

Referindo-se aos critérios de repasse segundo art. 35 da Lei nº 8.080/1990, estes envolvem fatores como as características demográficas e epidemiológicas da população local, bem como o desempenho e os atributos quantitativos e qualitativos da rede pública de saúde no período anterior (Brasil, 1990)¹. Entretanto, uma das críticas feitas em relação à distribuição de recursos do SUS se trata justamente da sua inabilidade de realizar transferências equitativas baseadas nas necessidades de saúde de cada localidade, tal que a identificação de municípios com maiores índices de mortalidade e morbidade far-se-ia indispensável (Piola et al., 2013; Barros; Piola, 2016).

À vista disso, este trabalho teve como objetivo verificar quais os condicionantes espaciais que determinaram o volume de repasse de recursos para a saúde pública às microrregiões brasileiras no ano de 2015 – e se, na prática, tais determinantes foram compatíveis com as diretrizes idealizadas pelo SUS. Para tal, aplicaram-se análises espaciais e econométricas às variáveis de oferta e demanda

(1) Dispõe sobre as condições para a promoção, proteção e recuperação da saúde, a organização e o funcionamento dos serviços correspondentes e dá outras providências (Brasil, 1990).

por saúde pública, além do fator institucional; levando em consideração, assim, um possível efeito transbordamento entre as localidades. Destaca-se, também, que o foco de análise se limitou ao ano de 2015 por se tratar do ano mais recente a apresentar dados para todas as variáveis aqui selecionadas.

A opção por unidades microrregionais justifica-se, em grande parte, pela dificuldade em se obter dados institucionais (posicionamento político do representante municipal) para todos os 5.570 municípios brasileiros, porém oferece uma perspectiva pouco explorada nesta temática ao analisar as transferências em saúde por grupos divididos em microrregiões. Há de se reconhecer que o uso de dados a nível microrregional em detrimento a dados municipais pode gerar limitações empíricas potencialmente relacionadas à heterogeneidade entre municípios, mesmo que vizinhos. Contudo, o próprio critério do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) para a delimitação das microrregiões leva em consideração não apenas o componente limítrofe, mas também a organização espacial e as similaridades estruturais e econômicas entre os municípios membros de cada unidade microrregional – além disso, o próprio SUS, a critério dos gestores, pode dividir seu território em microrregiões de saúde para análise epidemiológica e repasse de recursos (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1990; Brasil, 2003).

Uma vez direcionado o foco à gestão, justifica-se o teor da presente pesquisa mediante a importância de se identificar e expor o destino e a alocação de recursos públicos, resgatando, dessa forma, noções de *accountability*². Nesse contexto, a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) permitiu a identificação das microrregiões que mais receberam recursos, as estruturas de oferta em saúde pública dessas localidades e o caráter da distribuição das transferências.

Este trabalho está estruturado de forma a apresentar, além desta introdução, uma revisão de literatura (seção 2) que aprofunda a descrição da descentralização fiscal na saúde brasileira, bem como faz um apanhado do tema na literatura empírica; o detalhamento da metodologia utilizada (seção 3); os resultados e discussão (seção 4) e, finalmente, as considerações finais.

2 Revisão de literatura

2.1 A descentralização do financiamento da saúde no Brasil

A literatura teórica internacional sobre a descentralização fiscal prevê ganhos potenciais de eficiência ao transferir a responsabilidade aos governos subnacionais no provimento de bens e serviços públicos locais (Oates, 2005; Suzart; Zoccolotto; Rocha, 2018). No que concerne os serviços de saúde, esses ganhos de eficiência são observados na melhoria da saúde dos cidadãos – sendo esse um dos principais fatores de motivação a trabalhos dedicados à identificação dos determinantes de resultados da descentralização fiscal na provisão de bens e serviços públicos de saúde para a população.

No Brasil, a descentralização fomentou uma maior participação política aos municípios no momento de definir as prioridades da saúde local – atribuindo às esferas regionais, portanto, maiores responsabilidades executivas, especialmente no âmbito da saúde preventiva (Silva, 2017). Na teoria,

(2) Noção de transparência das ações de governo e participação social ativa com o objetivo de promover a eficiência da gestão pública e do combate à corrupção (Brasil, 2019). Em outras palavras, refere ao grau em que os eleitores conseguem acompanhar e/ou monitorar o recebimento e a aplicação dos recursos pelo governo local.

a transformação do financiamento pautado na descentralização marcou, em última instância, a mudança de um sistema de saúde predominantemente hospitalocêntrico para uma abordagem focada na atenção primária.

Pela lógica descentralizadora, os governos locais seriam mais eficientes no que diz respeito ao julgamento das necessidades específicas e preferências de seus cidadãos em detrimento aos governos centrais, o que reflete as razões pelas quais o SUS tornara as autoridades locais como as principais responsáveis pela gestão da saúde pública. Assim, uma vez legalmente estabelecido que recursos das três esferas de governo sejam aplicados na área de saúde, estes são destinados a fundos e repassados aos municípios para que os recursos sejam geridos pelos governos locais e tenham distribuições de caráter equânime ao longo do território nacional (Oates, 1972; Mendes; Miranda; Cossio, 2008).

Nesse panorama, portanto, enquanto a esfera municipal é responsável pela provisão dos serviços de atenção básica em saúde, os governos estaduais coordenam as redes regionais, repassam sua parcela de recursos aos municípios e cuidam da provisão de certas modalidades de serviços em saúde – em geral os de alta e média complexidade (Piola; Barros, 2016; Kubota; Leal 2018).

Quanto à segmentação das transferências governamentais, a modalidade fundo a fundo, durante o período abordado neste estudo³, era subdividida em blocos de financiamento que se organizavam desde 2007⁴ em: i) atenção básica; ii) média e alta complexidade; iii) vigilância em saúde; iv) assistência farmacêutica; v) gestão do SUS; e vi) investimentos na rede de serviços de saúde (Kubota; Leal 2018). Ainda, o item da atenção básica era dividido em i) Piso de Atenção Básica Fixo Ampliado (PAB Fixo), que, como nome sugere, direciona fundos à assistência básica de saúde dos governos subnacionais a uma quantidade fixa per capita; e ii) o Piso de Atenção Básica Variável (PAB Variável), cujos recursos variam com base no desempenho dos gestores e são destinados a programas específicos (a ver: Estratégia Saúde da Família; Agentes Comunitários de Saúde; Saúde Bucal; Fator de Incentivo de Atenção Básica aos Povos Indígenas; Incentivo para Atenção à Saúde no Sistema Penitenciário; entre outros) (Mendes; Miranda; Cossio, 2008; Santos; Luiz, 2016; Lins et al., 2020). Dessa forma, o PAB Fixo representa um montante mínimo garantido para as necessidades básicas do município – caso o gestor desejasse maiores recursos, poderia aderir a programas federais de atenção básica visando receber transferências via PAB Variável (Lins et al., 2020).

Os critérios técnicos que virtualmente estabelecem os valores a serem transferidos para as esferas estadual e municipal são descritos no art. 35 da Lei n. 8.080/1990 e estão elencados na seguinte ordem: i) perfil demográfico da localidade; ii) perfil epidemiológico da população local; iii) características quantitativas e qualitativas do serviço em saúde da região; iv) desempenho técnico e financeiro da região no período anterior; v) participação do setor da saúde no orçamento estadual e municipal; vi) previsão quinquenal de investimentos; e vii) ressarcimento do atendimento a serviços prestados a outras esferas governamentais (Brasil, 1990; Mendes et al., 2011; Kubota; Leal 2018). Entretanto, as políticas executadas geralmente fogem ao marco legal e não exercem plenamente o

(3) Proposta do SUS Legal pactuada em 2017 anunciou a mudança do financiamento federal do SUS em múltiplos blocos de financiamento para o modelo de repasse em apenas duas modalidades: capital e custeio (Sá e Benevides, 2018).

(4) Portaria n. 204/2007 do Ministério da Saúde, que regulamentou a transferência de recursos federais por blocos de financiamento (Sá e Benevides, 2018).

cumprimento dos critérios preconizados – historicamente, trata-se de uma alocação de recursos pautada na manutenção e expansão de eficiência dos recursos de produção em saúde já instalados, de maneira que os envios de repasse à média e alta complexidade são costumeiramente maiores se comparados à atenção básica (Sá e Benevides, 2018). O que se observa na prática, portanto, são tomadas de decisões institucionais sendo mais fortemente influenciadas por fatores de oferta do que pelas próprias demandas e necessidades da população (Mendes et al., 2011).

No que concerne à influência de fatores político-institucionais sobre a distribuição dos recursos, sabe-se que a participação relativa do governo federal no financiamento do SUS vem a cair paulatinamente desde a Lei n. 8.080/1990 – se nas décadas de 1970 e 1980 a União era responsável por mais de 70% dos gastos em saúde, atualmente financia em torno de 40% (Mendes; Marques, 2014). Por outro lado, as políticas em saúde das esferas locais ainda são consideravelmente dependentes não apenas dos recursos financeiros, mas também das orientações e diretrizes do Ministério da Saúde – isto é, mesmo com a consolidação do processo de descentralização fiscal, o governo federal ainda usa de significativos mecanismos institucionais para influenciar as gestões municipais a alocarem suas transferências de determinadas formas (Lins et al., 2020).

Destarte, o arcabouço teórico sobre descentralização e financiamento da saúde do Sistema Único de Saúde aponta para a necessidade de uma análise mais criteriosa para a definição da alocação dos recursos entre as regiões. Críticas também abordam a falta de maior clareza nos critérios para as transferências intergovernamentais e para as competências de cada esfera de governo, além de identificarem a já mencionada dissonância entre o aparato teórico-constitucional e o financiamento realizado na prática (Franzese; Abrucio, 2013; Kubota; Leal 2018). Identifica-se que a criação de uma gestão que melhor compreenda e dialogue com as demandas locais e que atribua verdadeira autonomia aos municípios para a definição de programas e ações específicas seja imperativo para um SUS que vislumbre, de fato, seus princípios de equidade e as demandas básicas da população brasileira (Silva, 2017).

2.2 O financiamento em saúde na literatura empírica

A econometria espacial se distingue da convencional por considerar na estimação de modelos elementos estruturais que diferem no espaço, tal como as interações entre os agentes. Esse componente espacial, quando negligenciado, pode tornar inválido o resultado obtido via técnica econométrica tradicional e comprometer a análise empírica da pesquisa. Já a interação dos agentes no espaço, no que lhe diz respeito, provoca o fenômeno denominado dependência espacial: uma variável observada em determinada região depende do comportamento dessa mesma variável nas regiões vizinhas (Lesage; Pace, 2009; Almeida, 2012; Anselin, 2013).

A identificação de autocorrelação espacial e a utilização dos métodos característicos desse tipo de diagnóstico estão suficientemente presentes em diversos estudos na economia da saúde. Combinando os tópicos respeitantes à dependência espacial e à descentralização do sistema de saúde, Costa-Font e Pons-Novell (2007) analisaram o sistema regional espanhol de serviços de saúde e apontaram que o desenrolar da desconcentração fiscal e política em um ambiente de competição entre jurisdições podem ampliar os gastos com saúde pública, que são decorrentes também dos significativos efeitos oriundos da dependência espacial entre as regiões. Olhando para a abordagem

da competição, Gravelle, Santos e Siciliani (2014) encontraram evidências para a Inglaterra de que a qualidade de um hospital está positivamente relacionada com a qualidade do hospital vizinho em sete de dezesseis medidas qualitativas. Ou seja, ações que melhoram as capacidades de um hospital tendem a provocar efeitos de transbordamento positivos nos hospitais rivais.

Quando se volta o foco de pesquisa a sistemas de saúde cujo financiamento se caracteriza pela descentralização fiscal, é possível encontrar uma considerável quantidade de estudos científicos – que contam com análises espaciais ou não – responsáveis por investigar influências político-institucionais sobre os montantes de recursos enviados pelo governo central. Pelo seu caráter predeterminado e por ser baseada no princípio da transparência, a modalidade fundo a fundo no Brasil, em tese, está menos vulnerável a fatores políticos quando comparada às transferências por convênio. Isso se dá pelas próprias características inerentes a cada modalidade, além do grau de *accountability* ao qual cada tipo de transferência está sujeito. Entretanto, em *paper* que investiga empiricamente se receita municipal e o volume de transferências fundo a fundo do SUS possuem relação positiva entre si, Simão e Orellano (2015) detectaram que os municípios cujos prefeitos pertenciam ao mesmo partido do Presidente da República receberam montantes maiores de repasse federal.

Resultados similares são identificados na literatura, mas tratando o gasto com saúde como variável de interesse. Ferreira, Alves e Caldeira (2018) constataram para o Brasil que o investimento público no setor tende a se elevar em anos de eleições locais diretamente por questões de estratégia política, bem como prefeitos reeleitos ou que substituem predecessor do mesmo partido elevam os gastos com saúde da região em que atuam. Em pesquisa análoga para o gasto público em saúde na Espanha, Clemente, Lazaro e Montanes (2016) confirmam empiricamente o comportamento partidário dos gastos direcionados à saúde, de modo que regiões governadas por partidos de direita tendem a apresentar volumes inferiores de gastos com saúde quando comparadas a localidades parecidas que estão sendo governadas sob o espectro político de esquerda. Atella et al. (2014) levantaram a discussão para as restrições jurisdicionais do altamente descentralizado sistema de saúde italiano, verificando a significância estatística da influência política na determinação do gasto público em saúde. Trabalhos que sustentam constatações como estas se tornam mais frequentes na literatura, elucidando que se torna cada vez mais difícil compreender os fenômenos concernentes à alocação de recursos no plano da saúde pública sem considerar, mesmo que em segunda instância, fatores políticos e institucionais. O que os últimos estudos citados possuem em comum, além de estarem inseridos no arcabouço de pesquisa da área de economia da saúde, é que também levaram em consideração fatores espaciais no centro das análises propostas.

A partir dos estudos encontrados, foi possível constatar que: i) existe uma considerável quantidade de trabalhos científicos que analisam o financiamento do SUS no contexto da descentralização fiscal e que utilizam como ferramenta de análise a econometria convencional; ii) a maioria dos estudos elaborados com a metodologia da econometria espacial aborda os gastos em saúde como variável de interesse iii) existindo, assim, uma lacuna na literatura científica no que tange a análises econométricas e espaciais aplicadas, em específico, ao repasse financeiro do Sistema Único de Saúde no Brasil.

3 Metodologia

3.1 Descrição das variáveis

Os parâmetros utilizados para a escolha das variáveis vieram das próprias diretrizes e propostas oriundas da descentralização do Sistema Único de Saúde. A intenção é, portanto, averiguar se os critérios previamente expostos para a realização dos repasses anuais na modalidade fundo a fundo obedecem, na prática, às orientações do art. 35 da Lei n. 8.080/1990 (Brasil, 1990). Foram analisadas 557 das 558 microrregiões brasileiras, sendo Fernando de Noronha a única excluída do estudo por insuficiência de informações estatísticas.

A fim de se confirmar ou não o caráter distributivo das transferências federais, escolheu-se a variável PIB per capita como *proxy* para a o nível de renda por habitante de cada município das microrregiões observadas. Simão e Orellano (2015), pela ótica das arrecadações locais, encontraram evidências que refutam a propriedade equitativa dos repasses para a saúde: municípios mais ricos sob a perspectiva de obtenção de recursos foram os que receberam os maiores montantes de transferências fundo a fundo. Aqui, busca-se fazer uma análise similar, mas na concepção da renda.

Quadro 1
Descrição das variáveis

Nome	Simbologia	Descrição	Fonte	Efeito esperado
<i>Variável de interesse</i>				
Repasso SUS	RepSUS	Repasso federal per capita às microrregiões na modalidade fundo a fundo no ano de 2015 para o SUS, em R\$.	FNS	X
<i>Fatores de demanda</i>				
PIB per capita	PIBpc	Produto Interno Bruto per capita (R\$ 1,00) das microrregiões no ano de 2015, em mil R\$.	IBGE	Negativo
Mortalidade infantil	MortInf	Número de óbitos por causas evitáveis em menores de 5 anos, por residência e por 1 milhão de habitantes nas microrregiões no ano de 2015.	IBGE	Positivo
Morbidade	Morb	Morbidade hospitalar por neoplasia do SUS, por local de internação e por 1 milhão de habitantes nas microrregiões no ano de 2015.	DATASUS	Positivo
<i>Fatores de oferta</i>				
Número de médicos	Med	Número de médicos prestadores públicos e atendentes do SUS por 1 milhão de habitantes nas microrregiões no ano de 2015.	DATASUS	Positivo ou negativo
Hospitais de baixa complexidade	Hosp_BC	Número de hospitais públicos de baixa e média complexidade por 1 milhão de habitantes nas microrregiões em 2015.	DATASUS	Positivo ou negativo
Hospitais de alta complexidade	Hosp_AC	Número de hospitais públicos de alta complexidade por 1 milhão de habitantes nas microrregiões em 2015.	DATASUS	Positivo ou negativo

Continua...

Quadro 1 – Continuação

Nome	Simbologia	Descrição	Fonte	Efeito esperado
<i>Fator institucional</i>				
Variável política	D_pol	Variável binária de controle político: observações assumem valor 1 em caso de a cidade-sede/mais populosa da microrregião possuir prefeito representante de partido de esquerda ou centro-esquerda ¹ ; 0 para observações restantes.	TSE	Positivo

Nota¹: Partidos de esquerda e centro-esquerda referem-se aos partidos adeptos desse posicionamento político e que estavam na administração dos municípios em 2015: PT, PDT, PSB, PPS, PCdoB, PSOL, PMN, PCB.

Fonte: Elaboração dos autores (2020).

No que tange às necessidades epidemiológicas da população local, optou-se pela coleta dos níveis de morbidade por neoplasia (internações por câncer) e mortalidade infantil para representar a demanda por serviços de saúde. É relativamente comum na literatura de economia da saúde observar variáveis como expectativa de vida ou números de mortalidade infantil sendo utilizadas como *proxys* para o estado de saúde geral de uma determinada população. Entretanto, segundo Nixon e Ulmann (2006) e Fayissa e Traian (2013), a mortalidade infantil consiste numa melhor medida por estar mais estreitamente relacionada à oferta de serviços e ao atendimento da saúde primária da região. Quanto às diferenciações específicas de interpretação das duas variáveis, espera-se que a potencial influência da mortalidade infantil nas transferências (repasso do SUS) expresse a preocupação dos agentes públicos com a atenção básica e medicina preventiva, ao passo que os dispêndios direcionados aos procedimentos de alta complexidade sejam refletidos pelas internações por neoplasia.

Foram coletadas informações referentes à quantidade de médicos e hospitais em cada município. No caso dos hospitais, estes foram estratificados em duas variáveis: uma representativa dos hospitais de baixa e média complexidade e outra dos de alta complexidade. O intuito é compreender se – e em que magnitude – os componentes de oferta da saúde pública determinaram o volume de recursos transferidos às localidades, além da importância que lhes é atribuída em comparação aos elementos de demanda por saúde. Ações motivadas pela obtenção de economias de escala sugerem que os maiores centros populacionais recebam maiores quantidades de repasse, de forma que habitantes de outras áreas precisem se locomover para encontrarem determinados tipos de atendimentos (Suzart; Zoccolotto; Rocha, 2018). No entanto, a proposta equitativa do SUS indica que regiões financeira e demograficamente mais carentes deveriam assumir posição prioritária no montante de transferências. Assim, conjectura-se que, *a priori*, o sinal esperado para os fatores de oferta seja ambíguo.

Finalmente, diante do aparato teórico e empírico que vem se construindo em torno da interferência política e institucional no fornecimento e alocação de recursos na área da saúde, optou-se pela inclusão de uma variável que controle esse potencial efeito, de forma que uma *dummy* com base no posicionamento político-partidário da administração local fora construída (Atella et al., 2014; Clemente; Lazaro; Montanes, 2016; Ferreira; Alves; Caldeira, 2018; Suzart; Zoccolotto; Rocha, 2018). Entende-se que municípios de uma mesma microrregião podem ter os mais variados perfis político-partidários de gestores, entretanto, estabelece-se aqui que o posicionamento do prefeito da

cidade-sede prevalece – enquanto cidade mais populosa e politicamente influente da unidade microrregional – e assume, diante dessa limitação, o papel de *proxy* para o componente institucional. Tal como pesquisas citadas ao longo do presente trabalho encontraram relação positiva e significativa entre fatores políticos e transferências ou gastos de saúde (representantes locais compartilham do mesmo posicionamento político que o(a) presidente), busca-se inquirir se o fato de o município sede da microrregião possuir prefeito(a) de esquerda ou centro-esquerda influencia no repasse de recursos. Apesar de se admitir que interesses políticos não devam interferir nas necessidades de serviços da população – nem tampouco da estrutura de oferta de saúde pública dessas regiões – espera-se que essa variável seja significativa por conta dos achados encontrados em estudos dessa característica. O Quadro 1 apresenta a descrição das variáveis estudadas.

3.2 Análise exploratória dos dados espaciais

A análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) mostra os efeitos que derivam da dependência e heterogeneidade espacial. Segundo Almeida (2012), a dependência – ou autocorrelação espacial – acontece quando o valor de uma variável na região i está relacionada com o valor da mesma variável na região j . A heterogeneidade espacial, por sua vez, acontece quando se utiliza dados de unidades espaciais muito diferentes para explicar um mesmo fenômeno. A AEDE ainda permite verificar medidas de autocorrelação espacial local e global ao analisar a influência dos efeitos espaciais por meio de modelos quantitativos; contudo, é necessário impor uma combinação espacial que permita a estimação de coeficientes que forneçam o grau de interação entre as unidades espaciais (Medeiros; Neto, 2011).

O aspecto fundamental para a determinação da autocorrelação espacial consiste na verificação do grau de vizinhança por meio do qual se deseja analisar a dependência espacial. Depois de adotado o critério de vizinhança, constrói-se a matriz de pesos espaciais. Baseadas no conceito de contiguidade, estas podem ser definidas conforme vizinhança, distância geográfica, fatores socioeconômicos, ou a combinação de ambos – de forma que se atribui um valor unitário à matriz quando duas ou mais regiões são vizinhas e um valor nulo para caso elas não sejam.

As matrizes de pesos espaciais mais comumente utilizadas são as denominadas rainha, torre e k vizinhos. A primeira considera as fronteiras e os vértices (nós) como contíguos na visualização dos mapas; caso se leve em consideração apenas as fronteiras físicas com extensão diferente de zero, a matriz de contiguidade utilizada deve ser, portanto, a torre; já a matriz de k vizinhos considera um número de vizinhos pré-determinados geograficamente mais próximos (Lesage; Pace, 2009). Formalmente, a matriz k vizinhos $w_{ij}(k)$ pode ser descrita como:

$$w_{ij}(k) = \{1 \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k); 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k)\} \quad (1)$$

Onde $d_i(k)$ representa a distância de corte especificamente para a região i para que ela tenha k vizinhos. Com isso, $d_i(k)$ é a menor distância para a região i para que ela tenha exatamente k vizinhos. Na econometria espacial, a matriz de pesos é usada para descrever as estruturas de dependência entre as unidades de análise e, por isso, deve-se fazer a identificação mais apropriada. Para escolher a matriz de peso que melhor represente a interação entre as regiões, deve-se optar pelo maior valor no teste de autocorrelação espacial I de Moran (Almeida, 2012).

A estatística I de Moran consiste no primeiro coeficiente espacial e varia de -1 a 1: quanto maior seu valor em módulo, maior a concentração espacial. Se negativo, considera-se a concentração espacial contrária, em que a região em si apresenta valores maiores ou menores que seus vizinhos. Assim, quando significativo, pode-se rejeitar a hipótese de não dependência espacial da variável. A representação matricial da equação do I de Moran é dada por:

$$= \frac{Z'WZ}{Z'Z} \quad (2)$$

Onde Z representa os valores da variável de interesse padronizada, Wz refere-se à média dos valores da variável de interesse padronizada nos vizinhos e definido pela ponderação da matriz de ponderação espacial W . A média do I de Moran é o quociente resultado dado pela equação de esperança do I de Moran, $E(I) = [-1 / (n - 1)]$, onde n é o número de regiões – se superior ao da esperança, o valor do I de Moran indica autocorrelação positiva, tal que há indícios de similaridade entre os valores do objeto de estudo e da localização espacial do objeto de estudo. Por outro lado, a autocorrelação negativa indica que existe uma dissimilaridade entre os valores do objeto de estudo e a localização espacial (Sabater; Tur; Azorín, 2011).

Uma vez significativo e positivo, o I de Moran indica que os dados estão concentrados nas regiões – isto é, são valores similares. Um valor negativo, por sua vez, aponta concentração de regiões com valores dessemelhantes. A magnitude estatística evidencia a força de autocorrelação espacial, tal que quanto mais próximo de 1, mais forte a autocorrelação e, quanto mais próximo de zero, mais dispersos estarão os dados (Lesage; Pace, 2009).

A análise global de dependência espacial pode distorcer os resultados a nível local, mesmo que o comportamento de variável defasada possa ser relevante estatisticamente. Ela pode ocultar singularidades presentes em determinadas localizações do conjunto geográfico considerado. Portanto, as análises relacionadas ao território são geralmente direcionadas para a identificação do comportamento local e das características próprias do espaço geográfico analisado, o que torna o método estatístico Indicador Local de Associação Espacial (LISA) o mais apropriado para análise de autocorrelação espacial local (Sabater; Tur; Azorín, 2011).

O *Local Indicators of Spatial Association (LISA)* precisa satisfazer os critérios para a observação a fim de exibir os *clusters* espaciais significativos com valores similares em torno da observação e a soma dos indicadores, além de que deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global para todas as regiões. O coeficiente de I_i de Moran local decompõe o indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro classificações: alto-alto (AA), alto-baixo (AB), baixo-baixo (BB) e baixo-alto (BA), cada uma delas correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran (Almeida, 2012).

O LISA fornece o grau da autocorrelação espacial que seja estatisticamente significativo em cada unidade regional e sua análise pode ser univariada ou bivariada. A análise univariada combina informações de I de Moran de uma variável da região i e seus vizinhos j para a mesma variável e a análise bivariada combina informações de uma variável da região i com outra variável para os vizinhos j , ambas com o fim de construir o mapa LISA de significância para gerar o mapa de *clusters*. A análise permite, assim, a visualização adequada do grau de concentração das variáveis estudadas. Por sua vez, o uso do coeficiente de autocorrelação espacial global bivariado, que pode ser extraído

da própria AEDE, indica o grau de associação linear entre o valor para uma dada variável em uma localização i e a média de outra variável nas localidades vizinhas j .

3.3 Modelos econométricos espaciais

Como previamente exposto, a diferença básica entre a econometria clássica e a espacial está no fato de que a última utiliza como fator explicativo dos seus modelos o componente territorial e as interações espaciais. No âmbito da econometria espacial, é possível encontrar uma multiplicidade de métodos e modelos de estimação, de modo que fatores como o problema de pesquisa e a natureza dos dados analisados determinam qual a ferramenta mais apropriada a ser escolhida. Em um cenário como este, o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é utilizado para a estimação e, a partir do resultado do I de Moran dos resíduos, verifica-se a existência de autocorrelação espacial (Stakhovych; Bijmolt, 2008). Formalmente, o modelo MQO é expresso por:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Onde ε é o termo de erro, o qual a princípio segue distribuição normal, possui média zero e variância constante. Não obstante, Almeida (2012) expressa que, na existência de defasagem espacial, o estimador por MQO pode ser tendencioso e inconsistente, tal que um termo que consiga captar o relacionamento entre unidades vizinhas deve ser incluído no modelo (Wy). A não inserção desse elemento em um modelo de defasagem espacial representa um erro de especificação tão grave quanto a omissão de variável independente relevante.

O modelo de defasagem espacial (*Spatial Lag Model – SAR*) leva em consideração o componente espacial na sua configuração – nessa estrutura, a variável dependente (y) é influenciada pela variável dependente de suas unidades vizinhas (Wy). Na sua forma matemática:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

Tal que y consiste no vetor de observações da variável dependente; ρ em uma constante que representa o coeficiente auto regressivo espacial; Wy na variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais; X no vetor de variáveis exógenas independentes; β no vetor contendo os coeficientes da regressão e ε no vetor dos termos de erro aleatórios. Como apontado por Stakhovych e Bijmolt (2008), Wy possui caráter endógeno e por isso não se pode estimar o modelo por MQO.

Tratando-se de modelos que abrangem a influência dos vizinhos, surge a preocupação com o fato de que as variáveis dependentes apresentam forte correlação com sua defasagem espacial, o que pode provocar inconsistência nas estimativas. Conforme Pace e Zhu (2012), nos casos em que isso se confirma, o modelo de erro auto regressivo espacial (*Spatial Error Model – SEM*) é preferível ao modelo SAR por absorver a dependência espacial singularmente no termo de erro e evitar problemas de inconsistência. A estrutura geral do modelo, portanto:

$$y = X\beta + u \quad (5)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (6)$$

Na qual o coeficiente λ descreve o parâmetro do erro auto regressivo espacial. Assim como no modelo SAR, todos os locais se correlacionam entre si, mas aqueles que estão mais próximos uns dos outros estão correlacionados de forma mais intensa (Stakhovych; Bijmolt, 2008; Almeida, 2012; Anselin, 2013).

Com o objetivo de facilitar a abordagem de especificação do modelo, Florax, Folmer e Rey (2002), sistematizaram a estratégia de identificação em seis passos:

1) Estimar o modelo inicial $y = X\beta + \varepsilon$ por MQO;

2) Testar hipótese de inexistência de dependência espacial por conta de omissão de variável defasada ou por conta de erros espacialmente autorregressivos utilizando os testes ML_ρ (teste do tipo de Multiplicador de Lagrange contra defasagem espacial) e ML_λ (teste do tipo Multiplicador de Lagrange contra a autocorrelação espacial na forma do modelo SEM);

3) Se nenhum dos dois testes forem estatisticamente significativos, a estimação por MQO pode ser usada como a mais cabível. Caso contrário, deve-se proceder para o quarto passo;

4) Se ambos os testes forem significativos, deve-se estimar a especificação apontada como a mais significativa pelas versões robustas dos testes mencionados no segundo passo (ML^*_ρ e ML^*_λ). Se $ML^*_\rho > ML^*_\lambda$, o modelo SAR é o mais apropriado e, se $ML^*_\rho < ML^*_\lambda$, utiliza-se o modelo SEM. Em caso de apenas um dos testes apresentar significância estatística, move-se para o próximo passo.

5) Se ML^*_ρ for significativo e ML^*_λ não, o modelo de defasagem (SAR) é o adequado;

6) Se ML^*_λ for significativo e ML^*_ρ não, o adequado é o modelo de erro (SEM).

4 Resultados e discussão

4.1 Análise exploratória de dados espaciais (AEDE)

De início serão apresentados os desvios padrões da variável repasse às microrregiões brasileiras, seguidos pela distribuição espacial dada pela AEDE.

A Figura 1 exibe um cartograma de desvios padrões, isto é, agrupa as observações de acordo com os intervalos em que seus valores caem, dentro de um intervalo padronizado. Em outras palavras, mostra o quanto os valores dos agrupamentos dos quais se extraiu a média são próximos ou distantes da média em si (ANSELIN, 2003). Neste cenário, portanto, apresenta o quanto o repasse federal per capita para saúde em cada microrregião desviou-se do valor médio nacional.

Quanto mais fria a cor dentro da escala azul, mais abaixo da média foi o repasse para a microrregião observada, ao passo que quanto mais quente dentro da escala vermelha, mais elevado foi o valor do repasse em desvios padrões comparativamente à média. Os valores exprimem que cada cidadão, em média, recebeu R\$217,70 de repasse federal em saúde pública no ano de 2015. Considerando que 246 microrregiões receberam volumes de transferências acima dessa média, as 311 restantes foram beneficiárias de montantes abaixo da média nacional.

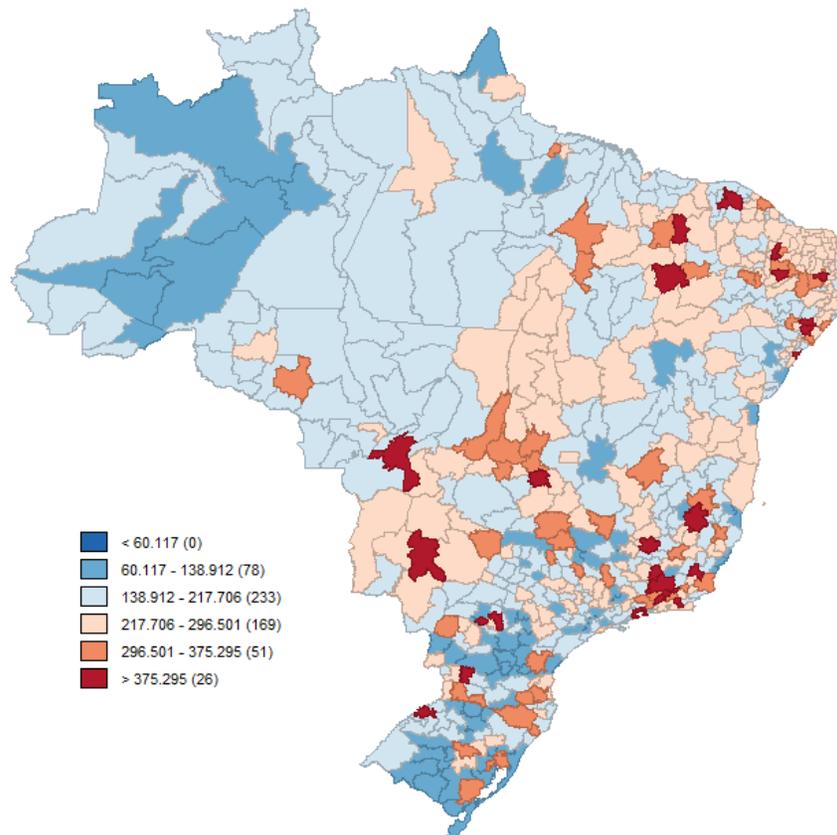
Ademais, a análise sugere que o repasse aparentemente não é distribuído no espaço de forma aleatória, vez que é possível identificar microrregiões com resultados longe da média formando

alguns agrupamentos. Localidades estas de valores baixos no Norte e no Sul, mais concentrado no estado do Rio Grande do Sul. Altos valores são verificados no Nordeste, principalmente em Pernambuco; no Centro-Oeste, em Goiás, e na região Sudeste, no Rio de Janeiro.

Observando o espaço geográfico referente às Unidades Federativas (UFs), é possível constatar que, em estados como São Paulo (SP), Minas Gerais (MG) e Pará (PA), há uma concentração de repasses acima da média nacional em algumas poucas microrregiões – afinal, a maior parte das unidades microrregionais, em azul, registrou transferências abaixo da média do país. Em estados como Amapá (AP), Sergipe (SE), Mato Grosso do Sul (MS), Rio Grande do Norte (RN), Goiás (GO) e Ceará (CE), por outro lado, a maioria das microrregiões encontra-se na escala avermelhada – indicando que a maior parte das localidades recebeu transferências acima da média e, portanto, mostrou maior igualdade de montante entre as microrregiões dentro da Unidade Federativa. Já em UFs como Maranhão (MA), por exemplo, percebe-se maior equilíbrio entre regiões abaixo e acima da média nacional de repasse (Kubota; Leal, 2018).

Figura 1

Desvio padrão do repasse federal anual per capita do SUS (em R\$) na modalidade fundo a fundo para as microrregiões brasileiras em 2015



Fonte: Elaborado pelos autores com informações do FNS (2020).

Tais conjecturas, no entanto, baseiam-se em estatísticas descritivas e apenas podem ser melhor compreendidas com a AEDE e com a confirmação da existência de dependência espacial.

Tabela 1
Estatísticas globais I de Moran para o repasse federal anual per capita do SUS

Matriz	I de Moran e significância	Valor z
Rainha	0,2084 ***	8,3278
Torre	0,2084 ***	8,3278
K3 vizinhos	0,2232 ***	7,0995
K5 vizinhos	0,2175 ***	8,8340
K7 vizinhos	0,1925 ***	9,2767

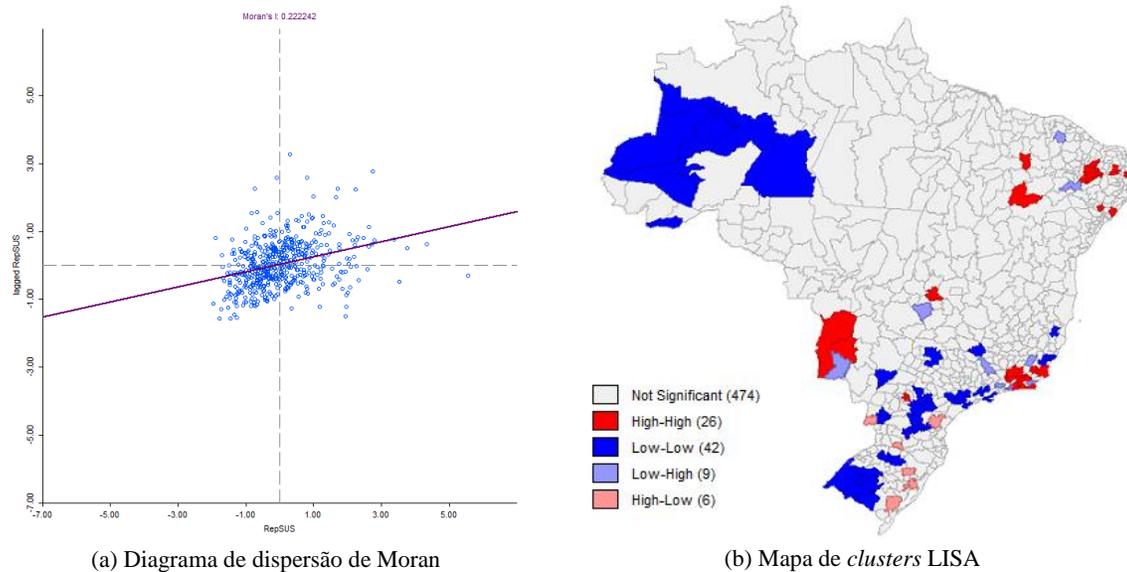
Nota: ***Significativo a 1%.

Fonte: Elaboração dos autores (2020).

Para averiguar se tal dependência é existente, calculou-se a estatística I de Moran global para 5 matrizes de pesos espaciais distintas: rainha, torre, 3 vizinhos mais próximos (K3), 5 vizinhos mais próximos (K5) e 7 vizinhos mais próximos (K7). Os valores positivos para o I de Moran indicaram autocorrelação espacial positiva, significativos a 1% para todas as opções de matrizes de pesos (Tabela 1). Nesse cenário, com base no que fora sugerido por Almeida (2012), opta-se pela matriz cujo valor do I de Moran (em módulo) é o mais elevado – fazendo da matriz do tipo 3 vizinhos mais próximos (K3) a mais apropriada para a presente análise.

Figura 2

Diagrama de dispersão e cartograma de *clusters* do repasse federal anual per capita do SUS (em R\$) na modalidade fundo a fundo para as microrregiões brasileiras em 2015



(a) Diagrama de dispersão de Moran

(b) Mapa de *clusters* LISA

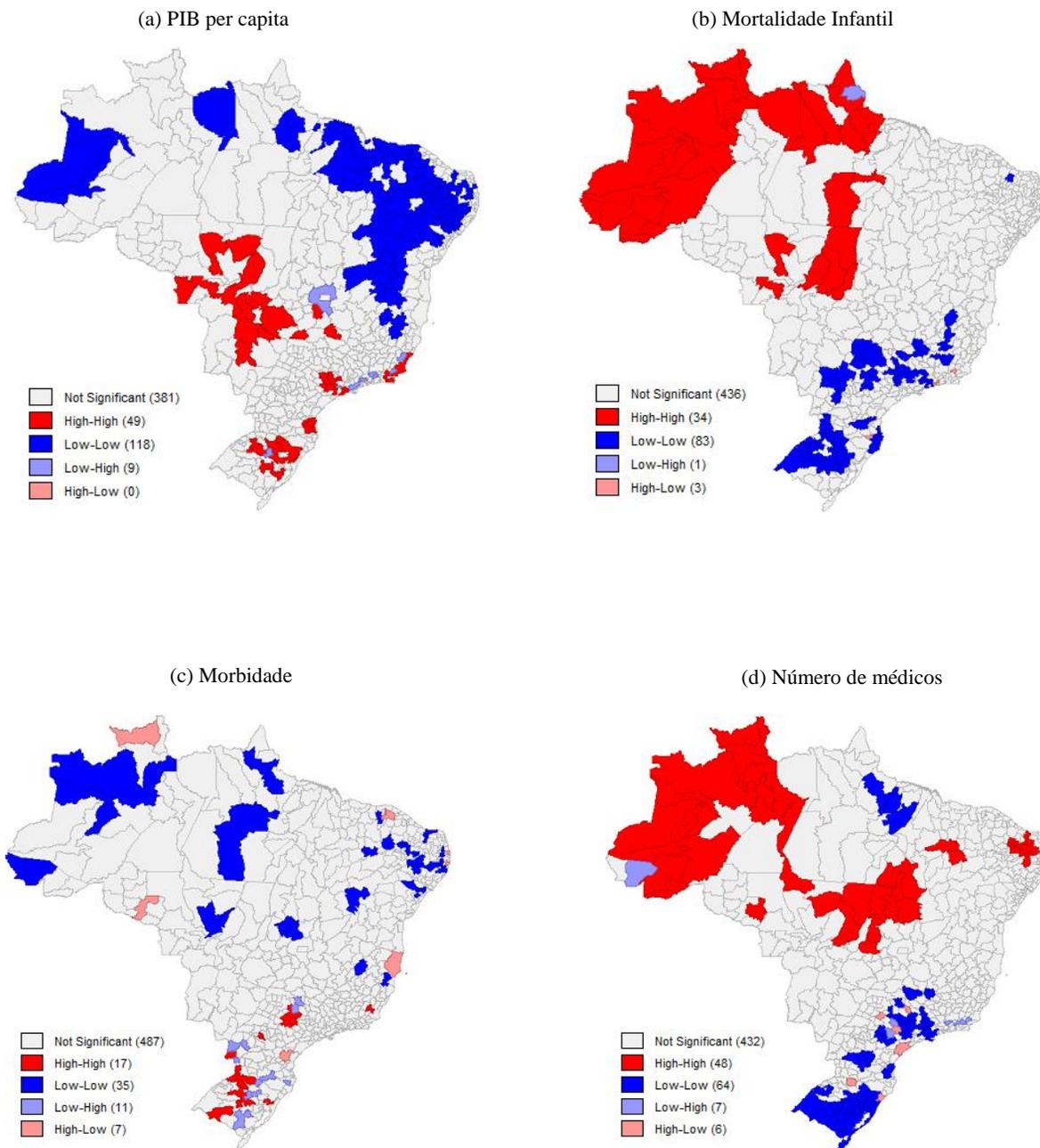
Fonte: Elaborado pelos autores com informações do FNS (2020).

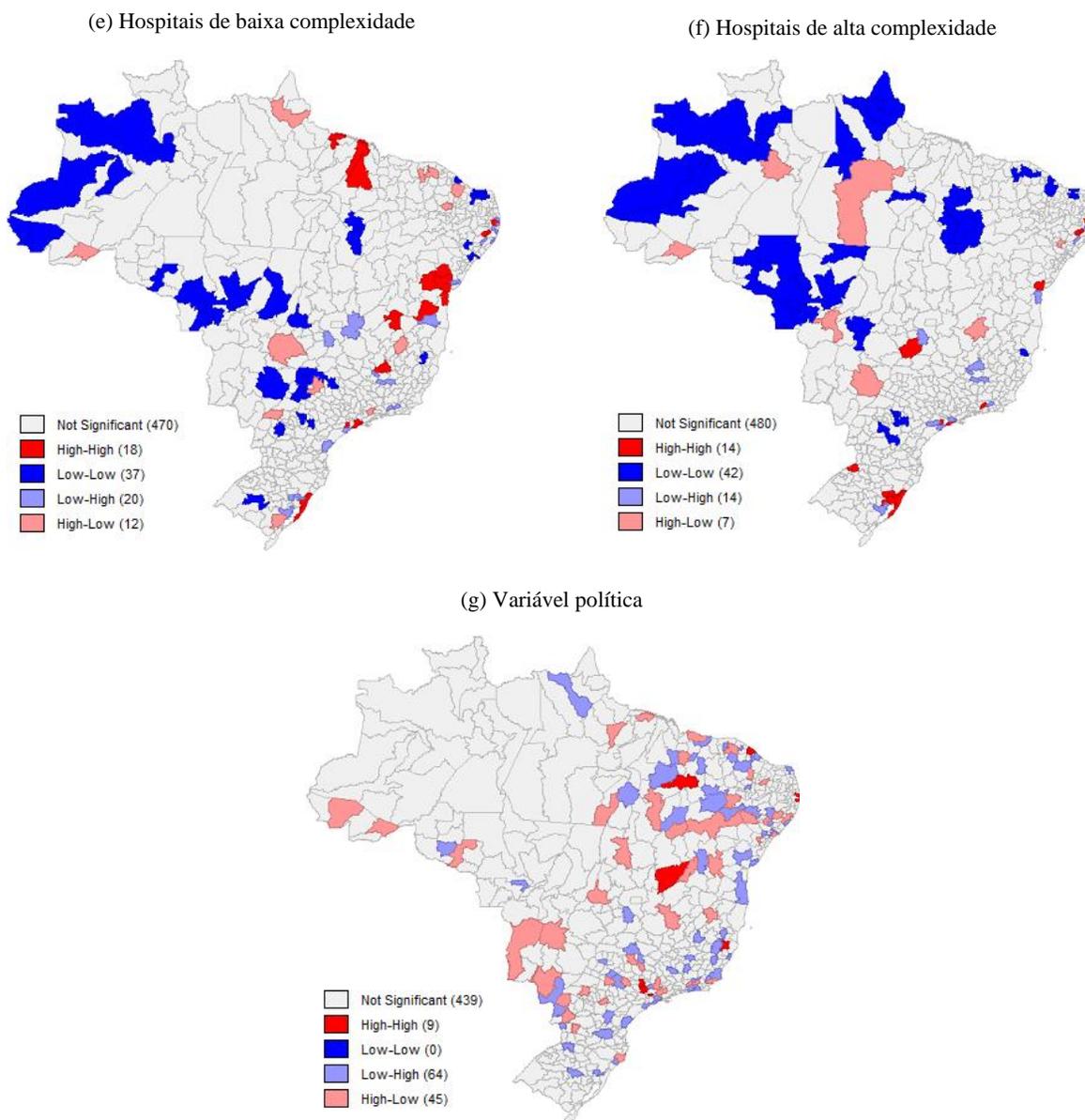
A Figura 2(a) apresenta o I de Moran univariado global, significativo a 1% e com sinal positivo para o repasse, o que valida a dependência espacial para a variável. Regiões que recebem maiores volumes de repasse federal são vizinhas de regiões que também recebem altos montantes de transferência per capita para o SUS, e o mesmo ocorre para o caso contrário. No cartograma apresentado na Figura 2(b) está contida a análise univariada local, na qual é possível identificar, na cor vermelho escuro, *clusters* alto-alto significativos a 5% nas regiões Nordeste, Sudeste e no Centro-Oeste e concentrados nos estados do Rio de Janeiro, Espírito Santo e Goiás. *Clusters* baixo-baixo, identificados pela cor azul escuro, estão no Norte e nos estados do Rio Grande do Sul, São Paulo e Paraná. Também é possível visualizar nas bordas dos *clusters* baixo-baixo microrregiões com altos valores de repasse, sendo identificado o oposto para agrupamentos alto-alto. Com isso, conclui-se que o repasse não é distribuído de forma uniforme no país, cabendo à análise econométrica do presente estudo verificar se os determinantes dessas transferências, na prática, são compatíveis com aqueles idealizados na lei.

Observando os mapas de *clusters* univariados para as variáveis do estudo, expostos na Figura 3, nota-se que a variável PIB per capita apresentou *clusters* do tipo baixo-baixo no Norte e Nordeste, enquanto no Sul, Sudeste e Centro-Oeste detectaram-se principalmente *clusters* alto-alto, com algumas microrregiões em *clusters* baixo-alto. Já a mortalidade infantil por milhão de habitantes apresentou *clusters* alto-alto no Norte, se estendendo para Mato Grosso, ao passo que *clusters* baixo-baixo foram presentes no Sul e Sudeste. De maneira similar, a variável morbidade por milhão de habitantes contou com agrupamentos do tipo alto-alto principalmente nas regiões Norte e Nordeste.

Quanto aos aspectos relacionados à oferta de saúde, a variável médicos por milhão de habitantes se restringiu a *clusters* baixo-baixo ao Sul e no estado de São Paulo. No Norte, Nordeste e Centro-Oeste encontraram-se *clusters* alto-alto, com exceção do Pará que apresentou um *cluster* baixo-baixo. Hospitais tanto de baixa quanto de alta complexidade registraram, em sua maioria, *clusters* baixo-baixo espalhados pelo país, além de alguns poucos *clusters* do tipo baixo-baixo no Rio Grande do Sul, São Paulo e região Nordeste. Por fim, a variável partidária apresentou *clusters* menos definidos nas regiões, sendo a grande maioria não significativa. Dessa forma, o diagnóstico univariado sugere que Norte e Nordeste – isto é, as regiões menos desenvolvidas do país – demandam mais serviços em saúde por meio de indicadores como mortalidade infantil e morbidade, e têm essa demanda atendida, predominantemente, pelo fator de oferta número de médicos (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2019).

Figura 3
Clusters univariados para as variáveis selecionadas





Fonte: Elaborado pelos autores com informações do IBGE, DATASUS e TSE (2020).

4.2 Resultados econométricos

Como apresentado na Tabela 2, fora estimado um modelo econométrico pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizando o repasse federal per capita como variável dependente. Com exceções de mortalidade infantil, com sinal negativo, todas as outras variáveis esboçaram resultados conforme o esperado. Internações por neoplasia (morbidade), quantidade de médicos e número de hospitais de baixa complexidade influenciam significativa e positivamente no montante de recursos transferidos à saúde, ao mesmo tempo em que posicionamentos político-partidários não exercem poder de decisão sobre a variável dependente. Voltando-se para a análise de regressão, a significância estatística do teste Jarque-Bera rejeita a hipótese de normalidade dos erros,

assim como os testes de Breusch-Pagan e Koenker-Basset indicam presença de heterocedasticidade na estimação por MQO.

Tabela 2
Determinantes das transferências federais em saúde para as microrregiões brasileiras:
Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Variável	Coeficientes e significância
<i>Fatores de demanda</i>	
PIB per capita	-0,0033 ***
Mortalidade infantil	-0,0004 ***
Morbidade	9,2338 ***
<i>Fatores de oferta</i>	
Número de médicos	4,7305 ***
Hospitais de baixa complexidade	0,0012 ***
Hospitais de alta complexidade	-0,0063 **
<i>Fator institucional</i>	
Variável política	0,0383
Intercepto	4,9865 ***
R ²	0,1448
Nº Observações	557
<i>Diagnóstico da regressão</i>	
Jarque-Bera	59,1989 ***
Breusch-Pagan test	19,9021 ***
Koenker-Bassett test	11,7928
<i>Diagnóstico da autocorrelação espacial</i>	
I de Moran dos erros	7,0995 ***
ML (defasagem)	55,2567 ***
ML (defasagem) robusto	7,5450 ***
ML (erro)	47,9652 ***
ML (erro) robusto	0,2534
ML (SARMA)	55,5102 ***

Nota: ***Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *Significativo a 10%. Em branco: não significativo.

Fonte: Elaboração dos autores (2020).

Quanto à correlação espacial, o I de Moran referente à matriz de contiguidade do tipo três vizinhos mais próximos (K3) e significativo a 1% indicou presença de autocorrelação espacial, ao passo que os testes multiplicadores de Lagrange expressaram que o modelo não incorpora aspectos espaciais – refletindo, portanto, que a estimação por MQO não é a mais apropriada para a proposta aqui apresentada.

Com base nos passos para identificação do modelo espacial ideal de Florax, Folmer Rey (2002), identifica-se que o modelo de defasagem espacial (SAR) consiste na técnica mais adequada para a estimação dos determinantes do repasse (Tabela 2). Isso, pois, o multiplicador robusto de defasagem (ML_p) tem valor estatisticamente significativo, ao contrário do multiplicador robusto de erro (ML_λ). Assim sendo, o modelo SAR a ser estimado assume a seguinte forma:

$$RepSUS = \beta_0 + \rho WRepSUS + \beta_1 PIBpc + \beta_2 MortInf + \beta_3 Morb + \beta_4 Med + \beta_5 Hosp_BC + \beta_6 Hosp_AC + \beta_7 D_pol + \varepsilon \quad (7)$$

Onde o segundo termo da equação representa o repasse federal de recursos em saúde na modalidade fundo a fundo, defasado espacialmente. Visando evitar problemas de heterocedasticidade e não normalidade nas perturbações, estimou-se o modelo pelo Método dos Momentos Generalizado (*Generalized Method of Moments – GMM*), cujos resultados são apresentados na Tabela 3.

Considerando o que fora proposto a respeito das variáveis incluídas, é possível perceber que a variável do repasse SUS espacialmente defasada apresenta valor positivo e significativo, assinalando que existem efeitos espaciais relacionados às transferências federais do SUS em direção aos municípios das microrregiões. Em outras palavras, microrregiões que receberam montantes de repasse relativamente mais altos em 2015 possuem microrregiões vizinhas que também obtiveram maiores quantidades de recursos para a saúde no mesmo ano. A possível explicação para esse fenômeno está nas próprias similaridades espaciais, no sentido de que localidades mais próximas compartilham características mais parecidas conjuntamente, se encaixando, assim, nos requisitos do governo central para o financiamento da saúde. Nesse contexto, a literatura empírica oferece um extenso conjunto de estudos acerca da convergência inter-regional ou intermunicipal de variáveis socioeconômicas, sugerindo que microrregiões tendem a se tornar estruturalmente mais homogêneas entre si (Porto Junior; Ribeiro, 2000; Oliveira, 2005; Perobelli; Faria; Ferreira, 2006; Barreto, 2007; Uchôa; Martins, 2007; Porsse, 2008; Esperidião; Meirelles; Bittencourt, 2009; Tavares; Silva, 2011; Filho et al., 2012).

Tratando-se dos potenciais determinantes do repasse federal, é possível observar que todas as variáveis de interesse foram significativas quando se leva em consideração o componente da dependência espacial. O PIB per capita, enquanto elemento *proxy* para a renda das localidades observadas, estabeleceu relação negativa com o repasse de recursos para a saúde. Ou seja, microrregiões mais pobres receberam montantes maiores de transferências em comparação às mais ricas. Tal resultado, por sua vez, pode ser interpretado como um indicativo de que a política deliberada do SUS de distribuição de recursos pautada no princípio da equidade esteja, apesar das críticas encontradas em outros estudos, sendo colocada em prática – ao menos sob a ótica da renda per capita (Brasil, 1990; Suzart; Zoccolotto; Rocha, 2018).

De maneira geral, apenas uma das seis variáveis independentes mostrou comportamento diferente do esperado. Conforme os resultados obtidos, a mortalidade infantil não representou um critério de escolha para a definição dos volumes de transferências ao ter apresentado sinal negativo em relação à variável de interesse. Apesar do sinal inesperado, esse pode ser explicado pela própria natureza descentralizadora do SUS, que coloca os municípios como os maiores encarregados pela administração da saúde primária; cabendo, portanto, não ao governo federal, mas aos governos locais a responsabilidade com a alocação de recursos destinados à prevenção de óbitos infantis por causas evitáveis (Lins et al., 2020). Entretanto, a decisão do governo federal de reduzir consideravelmente suas responsabilidades na provisão da atenção primária pode ser vista como precipitada ou até equivocada: em construção de um fator de necessidade de cuidados com a saúde para o estado de Minas Gerais, por exemplo, Porto et al. (2003) detectaram que a mortalidade infantil foi uma das principais variáveis explicativas das necessidades por recursos da população (Mendes et al., 2011). A literatura também identifica que considerável parcela dos municípios brasileiros ainda não detém condições políticas e financeiras para assumirem o papel de maior autonomia constitucionalmente previsto e, por isso, acabam apresentando dificuldades na gestão de bens públicos, bem como um

fornecimento precário das ações de vigilância sanitária (De Seta; Dain, 2010; Silva, 2017). Esta desarmonia entre marco legal e realidade estrutural dos municípios acaba por levantar questionamentos se, ao observar o papel da mortalidade infantil na determinação das transferências aqui encontrado, o SUS esteja, de fato, cumprindo o seu papel para com a atenção primária. Isso, pois, a saúde preventiva é de tal relevância que, quando apropriadamente gerida, pode solucionar até 85% dos problemas de saúde da população – poupando desgastes e reduzindo os inerentemente altos custos financeiros das redes de média e alta complexidade (Lins et al., 2020).

Já no que concerne os elementos de média/alta complexidade da demanda por saúde, a morbidade por neoplasia exibiu resultado positivamente relacionado às transferências federais do SUS. Quanto maior foi o número de internações por câncer nas microrregiões no ano de 2015, maior foi a quantia de recursos enviados a elas. Esse resultado é esperado, considerando que os procedimentos envolvendo o tratamento da doença possuem nível tecnológico mais elevados, exigindo maiores dispêndios financeiros. Kubota e Leal (2018) confirmam que a maior proporção dos repasses financeiros do SUS é destinada, de fato, ao âmbito da média e da alta complexidade na maior parte do país – a única exceção sendo a região Nordeste, justamente pelo fato de a região ter menor capacidade de oferta na provisão de serviços de tecnologia mais sofisticada (Lima; Andrade, 2009). Sob a perspectiva do princípio distributivo, este resultado vai de encontro com as diretrizes propostas legalmente, uma vez que os repasses voltados à alta complexidade geralmente privilegiam as regiões economicamente mais avançadas (Castro; Machado, 2010; Kubota; Leal, 2018).

Tabela 3

Determinantes das transferências federais em saúde para as microrregiões brasileiras:
Modelo de Defasagem Espacial (SAR) pelo Método dos Momentos Generalizado (GMM)

Variável	Coeficientes e significância	
<i>Variável defasada</i>		
Repasse SUS defasado	0,5187	***
<i>Fatores de demanda</i>		
PIB per capita	-0,0020	**
Mortalidade infantil	-0,0003	**
Morbidade	0,0000	***
<i>Fatores de oferta</i>		
Número de médicos	0,0000	***
Hospitais de baixa complexidade	0,0012	***
Hospitais de alta complexidade	-0,0072	***
<i>Fator institucional</i>		
Variável política	0,0490	*
Intercepto	2,2672	***
Pseudo R ²	0,2477	
Nº Observações	557	
Diagnóstico da dependência espacial		
Teste Anselin-Kelejian	3,565	*

Nota: ***Significativo a 1%. **Significativo a 5%. Em branco: não significativo.

Fonte: Elaboração dos autores (2021).

Em relação às variáveis de oferta em saúde, o número de médicos figurou como um importante fator de atração para recursos financeiros ao ter apresentado comportamento positivamente relacionado ao repasse de fundos. Microrregiões com maiores quantidades de profissionais da saúde receberam, portanto, montantes mais elevados de repasse na modalidade fundo a fundo. Quanto aos hospitais de baixa e alta complexidade, cada categoria apresentou uma relação distinta com a variável investigada: enquanto microrregiões que detinham mais estabelecimentos classificados como de baixa complexidade receberam maiores quantias de transferências em saúde, microrregiões com maiores quantidades de hospitais de alta complexidade acabaram por receber montantes inferiores. Para interpretar esse resultado, pode-se constatar que microrregiões cuja quantidade de hospitais de alta complexidade é superior geralmente consistem em grandes centros urbanos, com infraestrutura mais avançada. Hipóteses como essa reforçam a busca do sistema de saúde por economias de escala nas microrregiões que concentram as melhores estruturas, uma vez que a maior parcela da segmentação dos recursos do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) é direcionada a regiões interioranas em detrimento às capitais (Mendes; Miranda; Cossio, 2008; Suzart; Zoccolotto; Rocha, 2018).

Finalmente, a *dummy* de controle político também se mostrou estatisticamente relevante na determinação da variável explicada. Em consonância com o que fora evidenciado em estudos como o de Simão e Orellano (2015), Ferreira; Alves; Caldeira (2018) e Deda e Kauchakje (2019), pelo menos para o ano de 2015 e para uma análise microrregional, fatores políticos desempenharam papel causador significativo nas transferências fundo a fundo do governo central para os locais, de forma que microrregiões cujas cidades-sede eram governadas por partidos de esquerda ou centro-esquerda receberam maiores quantidades de recursos para o financiamento da saúde local. Lima (2007) argumenta que embora receitas como a do ICMS repassado pelos estados sejam importantes, a dependência financeira dos municípios junto à União ainda é bastante significativa – isso permite que o governo central privilegie certas relações com determinados municípios e incentive, iniba ou impeça políticas de saúde que devam ser desenvolvidas pelo gestor local. O reforço das políticas de fiscalização visando evitar problemas de desvio de verba ou mal-uso de recurso público, especialmente por meio do Tribunal de Contas da União (TCU), pode representar um passo certo na direção de uma distribuição de recursos mais equânime e livre de interferências político-partidárias (Kubota; Leal 2018; Lins et al., 2020).

Dessa forma, a partir dos resultados aqui obtidos, foi possível concluir que, pelo lado da demanda (PIB per capita, mortalidade infantil e morbidade), o critério para a distribuição do repasse foi de caráter ambíguo: microrregiões menos ricas receberam maiores montantes de transferências – o que se encaixa nos ideais de equidade sob o qual o SUS é pautado. Em contraste, redes de alta complexidade prevaleceram sobre a atenção primária, prática que é preconizada pela tendência crescente de descentralização fiscal do sistema, mas que também é alvo de críticas por teoricamente ir de encontro ao princípio distributivo da saúde universal – também previsto em marco legal (De Seta; Dain, 2010; Silva, 2017). Pelo lado da oferta (número de médicos, hospitais de baixa complexidade e hospitais de alta complexidade), observou-se a baixa complexidade predominar sobre a alta – sendo este um indicativo de priorização da atenção básica/preventiva em detrimento às redes de tratamento mais sofisticadas.

Em geral, estes achados estão em consonância com outros estudos da mesma temática ao reforçarem que fatores de oferta/produção possuem significativo poder determinante no montante do repasse federal às microrregiões (Mendes et al., 2011), assim como fatores político-partidários (Simão; Orellano, 2015; Ferreira; Alves; Caldeira, 2018). No entanto, destoam da literatura ao também sugerirem que a distribuição de recursos prioriza, de fato, microrregiões economicamente mais pobres e segue, ao menos em grau mínimo, os princípios de equidade do Sistema Único de Saúde.

Considerações finais

Contemplado pela Constituição de 1988, o Sistema Único de Saúde (SUS) trouxe como proposta universalizar o acesso ao serviço público de saúde e direcionar de forma equitativa às esferas estadual e municipal os recursos para seu financiamento. Por meio de uma abordagem microrregional para o Brasil, o presente estudo buscou observar o comportamento e os determinantes espaciais das transferências federais do SUS pela modalidade fundo a fundo, bem como se os critérios de escolha do governo central no ano de 2015 obedeceram às diretrizes do art. 35 da Lei 8.080/1990. Para tal, utilizou-se de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), seguida de uma análise econométrica via Método dos Momentos Generalizado (GMM).

Pela análise de autocorrelação espacial, o resultado positivo do teste I de Moran para a variável de interesse indicou que microrregiões que receberam montantes de repasse do SUS relativamente altos são vizinhas de microrregiões que também receberam elevados montantes de transferência. Constatou-se que quanto mais próximas, menor o grau de heterogeneidade econômica e estrutural entre as localidades e maiores as similaridades compartilhadas por essas regiões – de maneira que se uma região detém características compatíveis aos critérios de repasse, suas regiões vizinhas provavelmente também as deterão.

Utilizando-se de um modelo de defasagem espacial, todas as variáveis chegaram a expressar comportamento de acordo com preconizado (com a única exceção da mortalidade infantil, de sinal contrário ao esperado). O repasse federal espacialmente defasado foi estatisticamente significativo e positivamente relacionado com a variável explicada, sendo possível concluir a existência de um efeito *spillover* das transferências em saúde entre as microrregiões. Morbidade por neoplasia, número de médicos, quantidade de hospitais de baixa complexidade e fatores político-institucionais se confirmaram como os determinantes de atração dos recursos federais. O número de hospitais de alta complexidade, por sua vez, assumiu relacionamento inverso com o montante de transferências per capita, assim como o PIB per capita das localidades.

Pela ótica da demanda, ao mesmo tempo em que as transferências atenderam ao princípio distributivo e priorizaram regiões economicamente mais pobres (PIB per capita), priorizaram também a alta complexidade (morbidade por neoplasia) em detrimento à atenção primária (mortalidade infantil) – o que é previsto por lei, mas acaba por gerar questionamentos sobre crescente e proposital redução da responsabilidade do governo central para com a saúde preventiva da população. Em adição, confirma-se a crítica frequentemente encontrada na literatura de que componentes de produção em saúde predominam sobre as demandas locais no momento da definição das transferências de recursos. Entretanto, observando os fatores de oferta, hospitais de baixa

complexidade e o número de médicos ativos pelo SUS – que pela análise espacial estão concentrados nas regiões economicamente mais vulneráveis do país – foram os atrativos de recursos na modalidade fundo a fundo.

À vista disso, no que se refere à análise do grau de compatibilidade entre os resultados empíricos aqui obtidos e o que fora proposto pelo marco legal do SUS, foi possível identificar um certo nível de inconsistência na aplicação dos critérios de equidade predeterminados por lei. Em contrapartida, também é possível reconhecer que os repasses em saúde atenderam, ao menos em grau mínimo, os princípios distributivos idealizados pelo Sistema Único de Saúde

Referências bibliográficas

- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociedade Rural*, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 31-52, 2008.
- ANSELIN, L. *GeoDa™ 0.9 User's Guide*. Santa Barbara: Center for Spatially Integrated Social Science, 2003.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Boston: Springer Science & Business Media, 2013.
- ATELLA, V. et al. Measuring spatial effects in presence of institutional constraints: the case of Italian local health authority expenditure. *Regional Science and Urban Economics*, v 49, p. 232-241, 2014.
- BARRETO, R. C. S. *Desenvolvimento regional e convergência de renda nos municípios do Estado do Ceará*. Tese (Doutorado)–Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2007.
- BARROS, M. E. D.; PIOLA, S. F. O financiamento dos serviços de saúde no Brasil. In: MARQUES, R. M.; PIOLA, S. F.; ROA, A. C. (Org.). *Sistema de Saúde no Brasil: organização e financiamento*. 1. ed. Rio de Janeiro: Ministério da Saúde, 2016. Cap. 4, p. 101-138.
- BRASIL. *Para entender a gestão do SUS*. Brasília: Conselho Nacional de Secretários de Saúde – CONASS, 2003.
- BRASIL. Emenda Constitucional n. 29, de 13 de setembro de 2000. Altera os arts. 34, 35, 156, 160, 167 e 198 da Constituição Federal e acrescenta artigo ao Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para assegurar os recursos mínimos para o financiamento das ações e serviços públicos de saúde. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 14 set. 2000. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc29.htm. Acesso em: 2 abr. 2020.
- BRASIL. Lei 8.080/1990, de 19 de setembro de 1990. *Dispõe sobre as condições para a promoção, proteção e recuperação da saúde, a organização e o funcionamento dos serviços correspondentes e dá outras providências*: Portal da Legislação, Brasília. 1990. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8080.htm. Acesso em: 30 nov. 2018.

CASTRO, A. L. B.; MACHADO, C. V. A política de atenção primária à saúde no Brasil: regulação e financiamento federal. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 26, n. 4, p. 693-705, 2010.

CLEMENTE, J.; LAZARO, A.; MONTANES, A. *Public health expenditure in Spain: is there partisan behaviour?* University Library of Munich, 2016. (Paper, n. 69781). Disponível em: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/69781/>. Acesso em: dez. 2018.

COSTA-FONT, J.; PONS-NOVELL, J. Public health expenditure and spatial interactions in a decentralized National Health System. *Health Economics*, v. 16, n. 3, p. 291-306, 2007.

COSTA, N. R.; PINTO, L. F. Avaliação do programa de atenção à saúde: incentivo à oferta de atenção ambulatorial e a experiência de descentralização no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 907-923, 2002.

CREEMER, J.; ESTACHE, A.; SEABRIGHT, P. Decentralizing public services: what can we learn from the theory of the firm? *Revue d'Economie Politique*, v. 106, p. 37-60, 1996.

DEDA, C. C.; KAUCHAKJE, S. Determinantes das transferências fiscais para as unidades municipais: efeitos da representação desproporcional dos distritos eleitorais brasileiros. *Revista de Administração Pública*, v. 53, n. 1, p. 150-172, 2019.

DE SETA, M. H.; DAIN, S. Construção do Sistema Brasileiro de Vigilância Sanitária: argumentos para debate. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 15, n. 3, p. 3307-3317, 2010.

ESPERIDIÃO, F.; MEIRELLES, J. G. P.; BITTENCOURT, M. V. L. Convergência e capital humano nos municípios da Região Sul. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 8. ENABER, 2009, Juiz de Fora. Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2009. *Anais...*

FAYISSA, B.; TRAIAN, A. Estimation of a health production function: evidence from East European Countries. *The American Economist*, v. 58, n. 2, p. 134-148, 2013.

FERREIRA, J. L. D.; ALVES, A. F.; CALDEIRA, E. Elections and externalities of health expenditures: Spatial patterns and opportunism in the local budget allocation. *Journal of Economic Studies*, v. 45, n. 6, p. 1124-1144, 2018.

FILHO, J. C. M. et al. A convergência da renda per capita nas microrregiões da região Nordeste. *Revista Economia e Desenvolvimento*, v. 11, n. 2, p. 67-86, 2012.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H., REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.

FRANZESE, C.; ABRUCIO, F. L. Efeitos recíprocos entre federalismo e políticas públicas no Brasil: os casos dos sistemas de saúde, de assistência social e de educação. In: HOCHMAN, G.; FARIA, C. A. P. (Org.). *Federalismo e políticas públicas no Brasil*. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz, 2013.

FUNDO NACIONAL DE SAÚDE. Sobre o FNS. 2014. Disponível em: <https://portalfns.saude.gov.br/sobre-o-fns>. Acesso em: 3 abr. 2020.

- GADELHA, S. R. B. *Analisando o impacto da descentralização fiscal na saúde pública: evidência empírica para os municípios brasileiros (2000-2009)*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional. (Texto para discussão n. 12).
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Divisão do Brasil em mesorregiões e microrregiões geográficas*. Rio de Janeiro: IBGE, 1990.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Síntese de Indicadores Sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira*. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101678.pdf>. Acesso em: 19 mar. 2020.
- KUBOTA, L. C.; LEAL, R. M. Radiografia das transferências federais para municípios por meio do bloco de gestão do Fundo Nacional de Saúde (2013-2016). Brasília: IPEA, 2018. (Texto para Discussão). Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=32636. Acesso em: 12 jan, 2022.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to spatial econometrics*. Boca Raton, USA: CRC Press, 2009.
- LIMA, L. D. Conexões entre o federalismo fiscal e o financiamento da política de saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 12, n. 2, p. 511-522, 2007.
- LIMA, L. D.; ANDRADE, C. L. T. Condições de financiamento em saúde nos grandes municípios no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 25, n. 10, p. 2237-2248, 2009.
- LINS, J. G. M. G. et al. O SUS e a atenção primária no Brasil: uma análise sobre o seu financiamento pelo piso da atenção básica fixo. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 55, p. 191-228, 2020.
- MEDEIROS, C. N.; NETO, V. R. P. Análise espacial da extrema pobreza no estado do Ceará. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DO CEARÁ, 7, 2011, Fortaleza. Fortaleza: IPECE, 2011. *Anais...*
- MENDES, A. et al. Discutindo uma metodologia para a alocação equitativa de recursos federais para o Sistema Único de Saúde. *Saúde Soc.*, v. 20, n. 3, p. 673-690, 2011.
- MENDES, A.; MARQUES, R. M. O financiamento da atenção básica e da estratégia saúde da família no Sistema Único de Saúde. *Saúde em Debate*, v. 38, n. 103, p. 900-916, 2014.
- MENDES, M.; MIRANDA, R. B.; COSSIO, F. *Transferências intergovernamentais no Brasil: diagnóstico e proposta de reforma*. Brasília: Consultoria Legislativa do Senado Federal, 2008. (Texto para Discussão, n. 40).
- MORRISSEY, O. Fungibility, prior actions, and eligibility for budget support. In: KOEBERLE, S.; STAVRESKI, Z.; WALLISER, J. (Ed.). *Budget support as more effective aid? Recent experiences and emerging lessons*. Washington D.C.: World Bank, 2006. p. 333-343.
- NIXON, J.; ULMANN, P. The relationship between health care expenditures and health outcomes. *European Journal of Health Economics*, v. 7, p. 7-18, 2006.
- OATES, W. E. *Fiscal federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.

OATES, W. E. Toward a second-generation theory of fiscal federalism. *Journal of International Tax and Public Finance*, v. 12, n. 349-373, 2005.

OLIVEIRA, C. A de. Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do Estado do Ceará. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 36, p. 319-337, jul. 2005.

PACE, R. K.; ZHU, S. Separable spatial modeling of spillovers and disturbances. *Journal of Geographical Systems*, v. 14, n. 1, p. 75-90, 2012.

PARMAGNANI, F.; ROCHA, F. Transferências do SUS: substituição de gastos ou recursos adicionais? *Planejamento e Políticas Públicas*, PPP, n. 48, jan./jun. 2017.

PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. Análise de convergência espacial do PIB per capita em Minas Gerais: 1975-2003. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 11, 2006, Fortaleza. Fórum BNB, 2006. *Anais...*

PIOLA, S. F. et al. Financiamento do Sistema Único de Saúde: trajetória recente e cenários para o futuro. *Análise Econômica*, v 30, p. 9-33, 2012.

PIOLA, S. F. et al. *Financiamento público da saúde: uma história à procura de rumo*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2013.

PIOLA, S. F.; BARROS, M. E. D. O financiamento dos serviços de saúde no Brasil. In: MARQUES, R. M.; PIOLA, S. F.; ROA, A. C. *Sistema de saúde no Brasil: organização e financiamento*. Rio de Janeiro: ABrES; Ministério da Saúde; Opas, 2016.

PORSSE, A. *Dinâmica da desigualdade de renda municipal no Rio Grande do Sul: evidências da análise estatística espacial*. FEE, out. 2008. (Texto para Discussão, n. 42).

PORTO, S. et al. Alocação equitativa de recursos financeiros: uma alternativa para o caso brasileiro. *Saúde em Debate*, v. 27, n. 65, 2003.

PORTO JÚNIOR, S. S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica de crescimento Regional – uma análise empírica para a região Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, CE, v. 31, p. 454-483, 2000.

RAVELLE, H.; SANTOS, R.; SICILIANI, L. Does a hospital's quality depend on the quality of other hospitals? A spatial econometrics approach. *Regional Science and Urban Economics*, v. 49, p. 203-216, 2014.

SABATER, L. A.; TUR, A. A.; AZORÍN, J. M. N. Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE). In: COSTA, J. S.; DENTINHO, T. P.; NIJKAMP, P. *Compêndio de economia regional: métodos e técnicas de análise regional*. Parede, Portugal: Principia, 2011. v. 2, p. 237-298.

SÁ E BENEVIDES, R. P. de. *As transferências de recursos do Fundo Nacional de Saúde para os fundos estaduais e municipais de saúde em 2016*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2018.

SANTOS, R. J. M. dos; LUIZ, V. R. de. Transferências federais no financiamento da descentralização. In: MARQUES, R. M.; PIOLA, S. F.; ROA, A. C. (Org.). *Sistema de Saúde no Brasil: organização e financiamento*. 1. ed. Rio de Janeiro: Ministério da Saúde, 2016. Cap. 6, p. 169-204.

- SEABRIGHT, P. Accountability and decentralization in government: an incomplete contracts model. *European Economic Review*, v. 40, p. 61-89, 1996.
- SERVO, L. M. et al. Financiamento e gasto público de saúde: histórico e tendências. In: MELAMED, C.; PIOLA, S. (Org.). *Políticas públicas e financiamento federal do Sistema Único de Saúde*. Brasília: Ipea, 2011.
- SILVA, I. B. da. Desafios do financiamento da atenção primária à saúde: revisão integrativa. *Rev Bras Promoç Saúde*, v. 30, n. 1, p. 110-117, 2017.
- SIMÃO, J. B.; ORELLANO, V.I.F. Um estudo sobre a distribuição das transferências para o setor de saúde no Brasil. *Estud. Econ*, São Paulo, v. 45, n. 1, p. 33-63, 2015.
- STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. Specification of spatial models: a simulation study on weights matrices. *Papers in Regional Science*, v. 88, n. 2, p. 389-408, 2008.
- SUZART, J. A. S. da; ZUCCOLOTTO, R.; ROCHA, D. G da. Federalismo fiscal e as transferências intergovernamentais: um estudo exploratório com os municípios brasileiros. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, v. 11, n. 1, p. 127-145, 2018.
- TAVARES, M. B.; SILVA, M. V. B. da. Análise da dinâmica da renda per capita nos Municípios Paraibanos, no período de 1970 a 2008. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS – ENABER, 2011, Natal-RN. Juiz de Fora - MG: Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2011. *Anais...*
- TIEBOUT, C. M. A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, v. 64, p. 416-424, 1956.
- TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. *Accountability*. 2019. Disponível em: <https://portal.tcu.gov.br/governanca/governancapublica/componentes/accountability/>. Acesso em: 8 abr. 2019.
- ULYSSEA, G. Informalidade no Mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4250. Acesso em: 2 abr. 2020.
- UCHOA, Carlos F. A.; MARTINS, Monalisa F. S. Crescimento econômico e convergência dos municípios baianos entre 1999 e 2004. In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA, 3, 2007, Salvador - BA. Salvador, BA, 2007. *Anais...*
- VO, D. H. The economics of fiscal decentralization. *Journal of Economic Surveys*, v. 24, n. 4, p. 657-679, 2010.