

Centralidade municipal e interdependência de gastos públicos de saúde com atenção básica: evidências para o Brasil, Nordeste e Rio Grande do Norte.

Municipal centrality and interdependence of primary health expenditure: evidence for Brazil, Brazilian Northeast and Rio Grande do Norte state.

Joao Evangelista Pereira – Universidade Federal do Rio Grande do Norte
Anderson Luiz Rezende Mól – Universidade Federal do Rio Grande do Norte

Resumo

A presente pesquisa investiga os fatores determinantes do gasto público com saúde, sob o ponto de vista do efeito da centralidade municipal sobre os gastos com a atenção básica da saúde nos municípios do Brasil, Nordeste e Rio Grande do Norte, para o ano de 2015. Os dados foram coletados no IBGE/DATASUS e no Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS). Realizou-se um estudo empírico-analítico por meio de regressão espacial cross-section. Empregaram-se os testes I de Moran e o Gi de Getis e Ord (1992) para identificar as autocorrelações espaciais e o processo de Baumont (2003). As equações espaciais foram empregadas na análise econométrica através do Modelo de Defasagem Espacial (SAR) e do Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM). A componente de centralidade representa os municípios com maior estrutura para oferta de bens e serviços, conforme a Teoria dos Lugares Centrais (TLC), que considera uma relação de subordinação socioeconômica entre municípios centrais e não centrais (relação vertical). Como principais resultados, observa-se que a inclusão da componente de centralidade nos modelos espaciais proporciona uma melhoria no nível informacional da modelagem do gasto público per capita com saúde e que o gasto per capita dos municípios centrais com a subfunção atenção básica é menor nos municípios centrais.

Palavras-Chave: Centralidade Municipal; Gastos Públicos, Regressão Espacial; Gastos com atenção básica à Saúde.

Abstract

This research investigates the determinants of public spending on health, from the point of view of the effect of municipal centrality on spending on primary health care in the municipalities of Brazil, Northeast and Rio Grande do Norte, for the year 2015. The data were collected at IBGE / DATASUS and the Information System on Public Health Budgets (SIOPS). An empirical-analytical study was performed using cross-sectional spatial regression. Moran I and Gi de Getis and Ord (1992) tests were used to identify spatial autocorrelations and the Baumont process (2003). Spatial equations were used in the econometric analysis using the Spatial Lag Model (SAR) and the Spatial Autoregressive Error Model (SEM). The centrality component represents the municipalities with the greatest structure for offering goods and services, according to the Theory of Central Places (TLC), which considers a relationship of socioeconomic subordination between central and non-central municipalities (vertical relationship). As main results, it is observed that the inclusion of the centrality component in the spatial models provides an improvement in the informational level of the modeling of public expenditure per capita with health and that the per capita expenditure of central municipalities with the primary health care subfunction is lower in municipalities central.

Keywords: Municipal Centrality; Public Spending, Spatial Regression; Spending on primary health care

1 Introdução

Os estudos empíricos da gestão pública são dominados por modelos empíricos que consideram apenas a influência de variáveis locais, ignorando o relacionamento entre localidades (Aronsson, Lundberg & Wikström, 2000; Leung & Wang, 2010; Costa, Lima & Silva, 2014; Degenhart, Vogt & Zonatto, 2016; Aničić, Jelić & Đurović, 2016).

Entretanto, uma série de teses tem sido formalizada com o intuito de observar a possível interdependência do gasto entre entes públicos (Christaller, 1966; Gordon, 1983; Manski, 1993; Besley & Case, 1995; Wilson, 1999; Aronsson et al., 2000; Werck, Heyndels & Geys, 2008).

Estudos que analisam a interação entre jurisdições têm dedicado esforços à construção de modelos teórico-empíricos que reconheçam a interdependência do gasto público em uma região (Case et al., 1993; Baicker, 2005). Desconsiderar a componente de interdependência faz com que o impacto do gasto público na renda regional seja distorcido, acarretando viés na política fiscal (Aronsson et al., 2000).

Nessa perspectiva, iniciativas de investigação de decisões do gasto público têm incorporado a contiguidade espacial e a interdependência das ações de alocação de recursos entre as municipalidades vizinhas (Case et al., 1993; Solé-Ollé, 2003; Brueckner, 2003; Baicker, 2005; Revelli, 2005; Solé-Ollé, 2006; Revelli, 2006; Costa-Font & Pons-Novell, 2007; Elhorst; Fréret, 2009; Isen, 2014). Essa relação também tem sido verificada nos estudos específicos de economia da saúde (Moscone & Knapp, 2005; Moscone, Knapp & Tosetti, 2007; Costa-Font & Moscone, 2008; Yu, Zhang, Li & Zheng, 2013; Felder & Tauchmann, 2013).

Recentemente, Soares et. al (2016) investigou o impacto da centralidade do município no padrão de interdependência do gasto público em saúde entre os municípios do estado de Santa Catarina. Essa Centralidade diz respeito à área de mercado dos bens e serviços de uma localidade considerada como um Lugar Central (Christaller, 1966). Conforme esse autor, Lugar Central é aquela localidade que detém estrutura suficiente para suprir a necessidade por bens e serviços, tanto dos seus municípios, quanto de outras localidades. Essa interação entre localidades é formalizada pela interação horizontal que acontece entre localidades não centrais, e pela interação vertical que acontece entre uma localidade não central e uma localidade central.

Isto posto, essa pesquisa ao investigar a interdependência do gasto público com saúde entre os municípios, consubstanciada nas interações existentes entre esses entes federados, apoia-se nas seguintes teorias: o *Spillover Effect*, a *Yardstick Competition* e, sobretudo, a Teoria dos Lugares Centrais (TLC). No tocante a essa última, observa-se na área da saúde, no Brasil, municípios específicos onde estão concentrados determinados serviços de saúde, enquanto que em outros municípios há a escassez desses serviços, fazendo com que haja uma migração de cidadãos para essas localidades mais bem estruturadas.

Tendo em vista o problema apontado nesse estudo, o objetivo dessa pesquisa é analisar a influência dos diversos níveis de centralidade sobre o gasto público com saúde, sob o ponto de vista da interdependência espacial horizontal e vertical entre os municípios brasileiros constituídos no Nordeste e no Estado do Rio Grande do Norte. O argumento subjacente a decisão desse arranjo territorial se justifica pelas características mais homogêneas dos gastos públicos com saúde dos municípios desta região brasileira.

Nesse contexto, a análise desenvolvida sobre as inter-relações do gasto público com saúde nos municípios do Nordeste Brasileiro e Estado do Rio Grande do Norte pode e deve contribuir para o fortalecimento das regiões de saúde, ao se apontar os municípios portadores de melhores condições de oferta de serviços e, principalmente, as relações que esses têm com os demais. Essa interação vertical é relevante para avaliação de programas de transferência de recursos que se baseiam em resultados locais (Aronsson et al., 2000).

2 Referencial Teórico

Geralmente os modelos empíricos que tentam explicar o gasto público de uma jurisdição levam em consideração apenas variáveis locais, como os fatores socioeconômicos e demográficos da própria jurisdição (ARONSSON; LUNDBERG; WIKSTRÖM, 2000). Contudo, a decisão sobre esses gastos em um determinado município pode ser influenciada por determinantes externos, como por exemplo, subvenções recebidas de outros entes de nível superior.

Nessa perspectiva, Revelli (2005) afirma que é possível encontrar algumas teorias para explicar a interdependência do gasto entre entes públicos e que elas, não necessariamente, devam ser tratadas como excludentes. Logo, pode-se elencar algumas teorias principais que buscam desvendar a dependência entre os entes em relação ao gasto público: o efeito de transbordo, a avaliação comparativa das performances, além da teoria dos lugares centrais (SOARES, 2014).

Apesar da possibilidade de haver externalidades negativas por meio do efeito de transbordo, também há a possibilidade de benefícios obtidos por essa interação. (BRUECKNER, 2003). Nesse sentido, é possível que municípios vizinhos a centros mais avançados sejam beneficiados pelo desenvolvimento desses.

O modelo de spillover de Case, Rosen e Hines Jr (1993) assume que residentes de uma localidade se beneficia do gasto público de outras localidades, bem como do gasto da própria localidade, conforme a função de reação:

$$z_i = R(z_{-i}, X_i) \quad \text{eq.1}$$

Onde,

z_i é o gasto público da localidade i ;

z_{-i} é o vetor da variável de decisão (gasto público) das localidades vizinhas à localidade i ;

X_i é o vetor de características da localidade i ;

R é a função de reação fiscal.

De acordo com essa teoria, os gastos com saúde de um determinado município (z_i) dependem não apenas de características próprias (X_i), como número de médicos, quantidade de leitos hospitalares, proporção de idosos na população, dentre outros fatores, como também dos gastos dos municípios vizinhos (z_{-i}).

Nessa perspectiva, de acordo com Solé-Ollé (2006), o efeito spillover pode se apresentar de duas maneiras distintas. A primeira, ocorre quando um ente oferece um serviço público, ou executa um investimento, e acaba favorecendo, tratando-se de entes subnacionais, os municípios das cidades circunvizinhas. Nessa situação, o gasto público não extrapola suas fronteiras, mas atraem uma demanda da vizinhança para o seu território.

A segunda acontece quando a oferta de um bem público transcende o limite territorial do ente responsável pelo serviço ou investimento, passando a, também, atingir indivíduos além de suas fronteiras. Por exemplo, a despoluição de um rio pelo município A, que passa pelo município B. O município B será beneficiado por meio do efeito de transbordo, sofrendo externalidades positivas como a melhoria dos indicadores da atenção básica em saúde.

Para Isen (2014), o efeito de transbordo convencional se evidencia quando os residentes de uma localidade aproveitam, direta ou indiretamente, dos bens públicos fornecidos por outra localidade. Nesse caso, Soares (2014) afirma que os gastos públicos de um município não apenas favorecem os contribuintes daquele ente, como também indivíduos que não são contribuintes para a receita local. Logo, essa situação é comum quando se trata de serviços de saúde oferecidos à população, em que cidades onde a oferta desse tipo de serviço e onde o parque tecnológico é mais abrangente, costumam receber um fluxo maior de pessoas de outras localidades em busca de resolutividade.

Videira e Mattos (2011), por sua vez, apontam como problema o fato de que os municípios que mais investem em saúde incentivam seus vizinhos a investirem menos nessa função. Por outro lado, os indivíduos residentes daqueles municípios que menos investem em saúde estarão obtendo um serviço desproporcional à contribuição tributária, sendo que os municípios da cidade mais bem estruturada contribuem além dos benefícios que deveriam receber (GORDON, 1983).

Essa situação, na prática, pode ocorrer quando um município despende recursos para a prestação de serviços de saúde em prol de sua população própria. Por exemplo, a aquisição de um tomógrafo pode acabar favorecendo residentes de localidades vizinhas, implicando no aumento de gastos para um em detrimento do outro. Assim, um município pode investir menos recursos em uma determinada área caso os investimentos do seu vizinho favoreçam os seus municípios, gerando um efeito tipo carona (*free ride*).

Todavia, Case, Rosen e Hines Jr (1993) encontraram uma autocorrelação espacial positiva e significativa, numa investigação sobre o efeito que a despesa de um estado norte-americano teriam nos gastos dos seus vizinhos. Eles identificaram que um aumento de um dólar nos gastos dos vizinhos do estado aumentava seus próprios gastos em 70 centavos.

Diante das evidências apontadas por Case, Rose e Hines Jr. (1993), Besley e Case (1995) desenvolveram um modelo onde se supõe que os eleitores façam comparações entre jurisdições. Para esses autores, esse tipo de associação é devido à existência de uma externalidade informacional entre as jurisdições vizinhas. Os eleitores observam a política de gasto de localidades vizinhas para julgar o desempenho fiscal do seu próprio gestor (WERCK; HEYNDELS; GEYS, 2008).

Nessa perspectiva, a hipótese de *Yardstick Competition* se baseia na ideia de que os eleitores, não tendo informações perfeitas sobre o nível dos serviços públicos que deveriam ser adequadamente fornecidos, usam informações dos gastos públicos (e carga tributária) de outras jurisdições como uma métrica para julgar os seus próprios gestores (YU et al., 2013).

Por outro lado, Besley e Case (1995) afirmam que essa comparação por desempenho é resultante da informação assimétrica presente nas decisões de gastos locais, o que gera um problema de agência política. Os eleitores (Principal) não detêm informações suficientes para avaliarem os seus gestores, sendo mais palpável essa avaliação através de um processo de comparação de desempenhos entre localidades similares. Diante dessas circunstâncias, os gestores (agente) tendem a adotar ações semelhantes aos municípios circunvizinhos de melhor desempenho, para aumentarem suas chances de permanecerem no cargo.

Nesse sentido, uma localidade onde o gestor local despende menos recursos para os serviços públicos, relativamente aos seus vizinhos, terá maior chance de ser considerado como um mau administrador. Isto obriga a uma competição por desempenho, implicando em gestões imitativas (*benchmark*) (SOARES, 2014).

Por sua vez, Bradford, Malt e Oates (1969) argumentam que é difícil para os eleitores inferirem o nível de serviços que devem ser entregue para um dado nível de gasto, o que torna difícil medir a eficiência na prestação dos serviços públicos. Trabalhos recentes sobre interações entre governos, como Silva e Porsse (2015), Carneiro e Lucas (2016) e Soares et al. (2016), têm enfatizado a avaliação comparativa das performances (*yardstick competition*) dos governos como forma de reduzir esse problema de agência política.

Nesse sentido, Brueckner (2003) afirma que os eleitores comparam a oferta de serviços públicos com o pagamento de impostos de outras localidades para ajudar a julgar se o governo local está desperdiçando recursos (w_i) por meio de ineficiência na prestação desses serviços ou por meio do pagamento de juros. Logo, conforme defendido por Besley e Case (1995), a situação apresentada representa um conflito de agência, no qual o eleitor não tem conhecimento do verdadeiro custo do serviço oferecido. Dessa forma, a comparação entre as políticas

públicas, bem como entre as cargas tributárias municipais, contribui para que os eleitores decidam se o gestor merece continuar no cargo que ocupa.

Para Revelli (2005), um bom político fornece um serviço público ao preço g_i , enquanto um mau político cobra da população em termos de tributos $t_i = g_i + w_i$, onde a parcela adicional w_i representa algum desperdício ou despesas com juros. Segundo esse autor, o mau político tem por objetivo maximizar essa parcela extra sem perder a possibilidade de reeleição.

Christaller (1963) define lugares centrais como aqueles que são dotados de estabelecimentos comerciais e financeiros, oportunidades de transporte, administração pública, cultura e, sobretudo, estabelecimentos de saúde. Para esse autor, o fornecimento de alguns bens ou serviços tem viabilidade apenas se tiver demanda em uma extensa área.

É com base no entendimento de que os municípios caracterizados como centrais possuam um campo maior de oportunidades em relação aos serviços de saúde prestados à população que a teoria de Christaller (1966) encontra amparo racional. Nesse sentido, os atendimentos de maior complexidade são realizados em cidades específicas, como por exemplo, as cirurgias neurológicas e as cirurgias ortopédicas.

Entenda municípios centrais, segundo a teoria de Christaller (1966), como aqueles dotados de estrutura que possa ofertar bens e serviços a uma gama expressiva da população que o cerca, atingindo dessa forma além dos seus munícipes, a população de municípios e regiões vizinhas. Por sua vez, entende-se por região de influência (CENTRALIDADE) de um lugar central, a área de mercado dos bens e serviços centrais (CHRISTALLER, 1963).

3 Procedimentos metodológicos

No sentido de verificar a influência produzida por alguns fatores sobre o montante do gasto público na **subfunção** Atenção Básica (dabh), bem como a interdependência espacial entres os municípios no Brasil, Nordeste brasileiro e municípios do Estado do RN, realizou-se um estudo empírico-analítico por meio de regressões espaciais *cross-section* abrangendo todos os municípios no ano 2015.

Os dados contábeis de receitas e de despesas foram coletados no Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS, 2018), do Ministério da Saúde/DATASUS, por meio dos instrumentos de transparência da gestão fiscal, dentre eles o Relatório Resumido de Execução Orçamentária (RREO) consubstanciados na Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), Lei nº 101, promulgada em 04 de maio de 2000. Em se tratando de gastos, são eles referentes às Ações e Serviços Públicos de Saúde (ASPS), conforme previsto na Portaria nº 141/2012. Já as receitas, legalmente aplicadas na saúde, são as transferências fundo a fundo advindas do Ministério da Saúde, além da arrecadação de impostos própria e outras transferências intergovernamentais. Para os cálculos per capita utilizou-se a população total do município, ano base 2015 (IBGE, 2018).

O gasto per capita na subfunção Atenção Básica (**dabh**) compreende as despesas com um conjunto de ações de saúde, no âmbito individual e coletivo, abrangendo a promoção e a prevenção de agravos, o diagnóstico, o tratamento, a reabilitação, a redução de danos e a manutenção da saúde com o objetivo de desenvolver uma atenção integral que impacte na situação de saúde e autonomia das pessoas e nos determinantes e condicionantes de saúde das coletividades.

Por outro lado, diante da obrigatoriedade de se aplicar, no mínimo, 15% dos recursos próprios municipais na área da saúde pública, bem como das dificuldades enfrentadas por grande parte dos municípios brasileiros em relação às fontes de recursos, buscou-se também analisar uma variável que esteja relacionada com a capacidade fiscal de obtenção de tributos próprios. A análise dessa variável é importante, pois, conforme Espírito Santo, Fernando e Bezerra (2012), atualmente o volume de transferências da União não acompanha o crescimento da aplicação em saúde com recursos de arrecadação própria municipal. Para esses autores o

crescimento do gasto com recursos próprios municipais (**dpsh**) mostra-se fortemente associado ao aumento do gasto per capita total com saúde.

Isto posto esta investigação empregará 3 regressões espaciais (Brasil, Nordeste e Estado do RN) considerando as duas variáveis dependentes: *dabh* e *dpsh*.

Como variável explicativa do modelo empregou-se uma dummy de Centralidade (CENT). Esta variável parte da classificação em níveis hierárquicos dos centros urbanos brasileiros, tomando como base os níveis de centralidade do IBGE (IBGE/REGIC, 2007).

Por conseguinte, a variável de centralidade (CENT) foi construída para assumir o valor “0” quando o município seja classificado como centro local e “1”, caso o município tenha obtido um nível de centralidade maior. Maiores detalhes confira IBGE/REGIC, (2007)

Para concluir a concepção econométrica dos modelos que tentam explicar os gastos públicos per capita com as subfunções supracitadas, empregou-se um amplo leque de indicadores financeiros, econômicos, demográficos, de infraestrutura, de mortalidade e de acesso, como variáveis de controle. O quadro 1 traz a lista de todas essas variáveis, abordadas como importantes para determinar o gasto público per capita com saúde.

Tabela 1 – Variáveis de controle do modelo.

Variável	Denominação	Referência	Fonte
<i>rtsush</i>	recurso de transferência SUS per capita dos Estado e União	Costa e Castelar (2015)	SIOPS
<i>rap</i>	percentual das receitas de impostos em relação à receita total.	Oliveira e Biondini (2013)	SIOPS
<i>pibm</i>	Produto Interno Bruto Municipal per capita	Leung e Wang (2010)	IBGE
<i>pop4</i>	proporção de crianças menores ou iguais a quatro anos (≤ 4 anos)	Prieto e Lago-Peñas (2012)	DATASUS
<i>pop60</i>	proporção de idosos (≥ 60 anos)	Leung e Wang (2010)	DATASUS
<i>rgfem</i>	proporção do gênero feminino	Moscone, Knapp e Tosetti (2007)	DATASUS
<i>nmsus</i>	número de médicos (que atendem ao SUS) por mil habitantes	Soares et al. (2016)	CNES
<i>lhsus</i>	número de leitos hospitalares SUS por mil habitantes	Soares et al. (2016)	CNES
<i>psp</i>	proporção da população que tem plano de saúde privado	Novais e Mattos (2010)	ANS
<i>esgsi</i>	proporção de domicílios com esgotamento sanitário inadequado	Novais e Mattos (2010)	DATASUS
<i>idhm</i>	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal	Oliveira e Passador (2016)	IBGE
<i>tmb</i>	número de óbitos geral por mil habitantes	Novais e Mattos (2010)	SIM

Fonte: Dados da Pesquisa.

Assim sendo os modelos de regressão espacial serão operados a partir de duas estruturas espaciais. A primeira delas o modelo de defasagem espacial (SAR – Spatial Auto Regressive) em que as equações das regressões seguem a seguinte estrutura:

$$dabh = \rho Wdabh + \beta Cent + \sum \gamma_i Controle_i + \varepsilon \quad eq2$$

$$dpsh = \rho Wdpsh + \beta Cent + \sum \gamma_i Controle_i + \varepsilon \quad eq3$$

em que $dabh$ e $dpsh$ são as variáveis dependentes (Gastos de saúde com a atenção básica, Gastos com saúde a partir de recursos próprios), ρ é o coeficiente espacial autoregressivo (medida de correlação espacial), W é a matriz de vizinhança, $\rho Wdabh$ e $\rho Wdpsh$ expressam a dependência espacial em $dabh$ e $dpsh$, respectivamente. $Cent$ é a variável independente (dummy) de centralidade, $Controle_i$ representa o conjunto de variáveis explicativas de controle, β e γ_i são coeficientes da regressão das variáveis explicativas e ε é o erro aleatório, com distribuição normal e variância constante.

A segunda abordagem trata-se do modelo de erro autoregressivo espacial (SEM – *Spatial Error Model*). Nesse modelo, se observa a dependência espacial residual, de maneira que o padrão espacial do termo de erro é constituído por efeitos não modelados e não correlacionados com nenhuma variável explicativas da regressão (ALMEIDA, 2012). As equações de 4 a 7 expressam algebricamente a estrutura desse modelo aplicado ao propósito deste trabalho.

$$dabh = \beta Cent + \sum \gamma_i Controle_i + \xi \quad \text{eq(4)}$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad \text{eq(5)}$$

$$dpsh = \beta Cent + \sum \gamma_i Controle_i + \xi \quad \text{eq(6)}$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad \text{eq(7)}$$

em que $dabh$ e $dpsh$ são as variáveis dependentes (Gastos de saúde com a atenção básica, Gastos com saúde a partir de recursos próprios). λ é o parâmetro do erro autorregressivo. β e γ_i são coeficientes da regressão das variáveis explicativas. $W\xi$ é o vetor de defasagem do termo de erro; $Controle_i$ representa o conjunto de variáveis explicativas de controle. $Cent$ é a variável independente (dummy) de centralidade e ε é o erro aleatório, com distribuição normal e variância constante.

A escolha do modelo de regressão espacial (incluindo a matriz de contiguidade) utilizado foi baseada nos diagnósticos de autocorrelação espacial, como os testes estatísticos de Lagrange, critério de Baumont, Índice de Moran e Gi de Gets, além do indicador local de associação espacial (LISA), de acordo com as regras de decisão colocadas por Anselin (2005).

4 resultados

Dependência Espacial

Foram analisados os gastos públicos com saúde nos 5.572 municípios brasileiros. A cifra do gasto total com saúde alcançou a ordem de R\$ 128.343.557.016,54 somente de recursos de responsabilidade das municipalidades, no ano de 2015. Esse montante equivale a 2,14% de toda a riqueza produzida, no mesmo período, pelos municípios do Brasil. Apesar da quantidade de recursos, a destinação desses dispêndios municipais ainda se encontra sob a égide da desigualdade alocativa, prevalecendo em algumas situações o subfinanciamento das ações e serviços de saúde prestados à população.

Ao se analisar a tabela 1, uma observação importante a ser tratada é o fato dos valores médios das variáveis dependentes apresentarem, em sua maioria, maiores dispêndios de recursos entre os municípios considerados como não centrais, tanto em nível de Brasil e Nordeste, quanto no estado do Rio Grande do Norte. Por exemplo, o gasto público com recursos próprios dos 57 municípios aplicados em saúde é 21,42% maior para os municípios considerados sem centralidade.

Adicionalmente, os grupos de municípios com e sem centralidade, mostraram-se diferentes, com significância estatística ao nível de 5%, em relação a todas as variáveis independentes, exceto, para a proporção de crianças com até quatro anos de idade. Esses resultados são válidos tanto para abordagem em nível Brasil quanto em nível Nordeste. Já o Rio

Grande do Norte, além da proporção de crianças com menos de quatro anos de idade, não se mostraram significativos as variáveis explicativas do PIB-M, a proporção de pessoas acima de 60 anos, o número de leitos SUS para cada mil habitantes e a taxa bruta de mortalidade (a cada mil habitantes). Isto significa que para efeito estatístico estas variáveis não são distintas em média nos municípios com algum nível de centralidade e municípios locais.

Por meio do critério de Balmont (2004), foi possível identificar a matriz de ponderação espacial que captasse o máximo da autocorrelação espacial subjacente às variáveis dependentes dos modelos de regressão. Foram testadas, para tanto, as matrizes de contiguidade “Queen” e “Rock” de primeira, segunda e terceira ordem. A utilização de uma matriz de distância fixa, em diferentes recortes territoriais foi desconsiderada, pelo potencial de inconsistência no processo de análise, dada as dimensões territoriais de certos municípios.

Como resultado, as matrizes de pesos espaciais que obtiveram valores mais altos e significativos, em relação ao teste I de Moran, de acordo com o critério de Baumont (2004), foi Rock1 exibindo melhores resultados em todos os recortes territoriais. Os Índices dos testes de I de Moran e respectivas probabilidades de significância são apresentados na tabela 2.

As autocorrelações espaciais das variáveis dependentes, para os recortes territoriais Brasil, Nordeste e Rio Grande do Norte são apresentadas na tabela 3.

Tabela 2 – Moran's I (error) e p-valor, em valor absoluto, para matrizes de pesos espaciais.

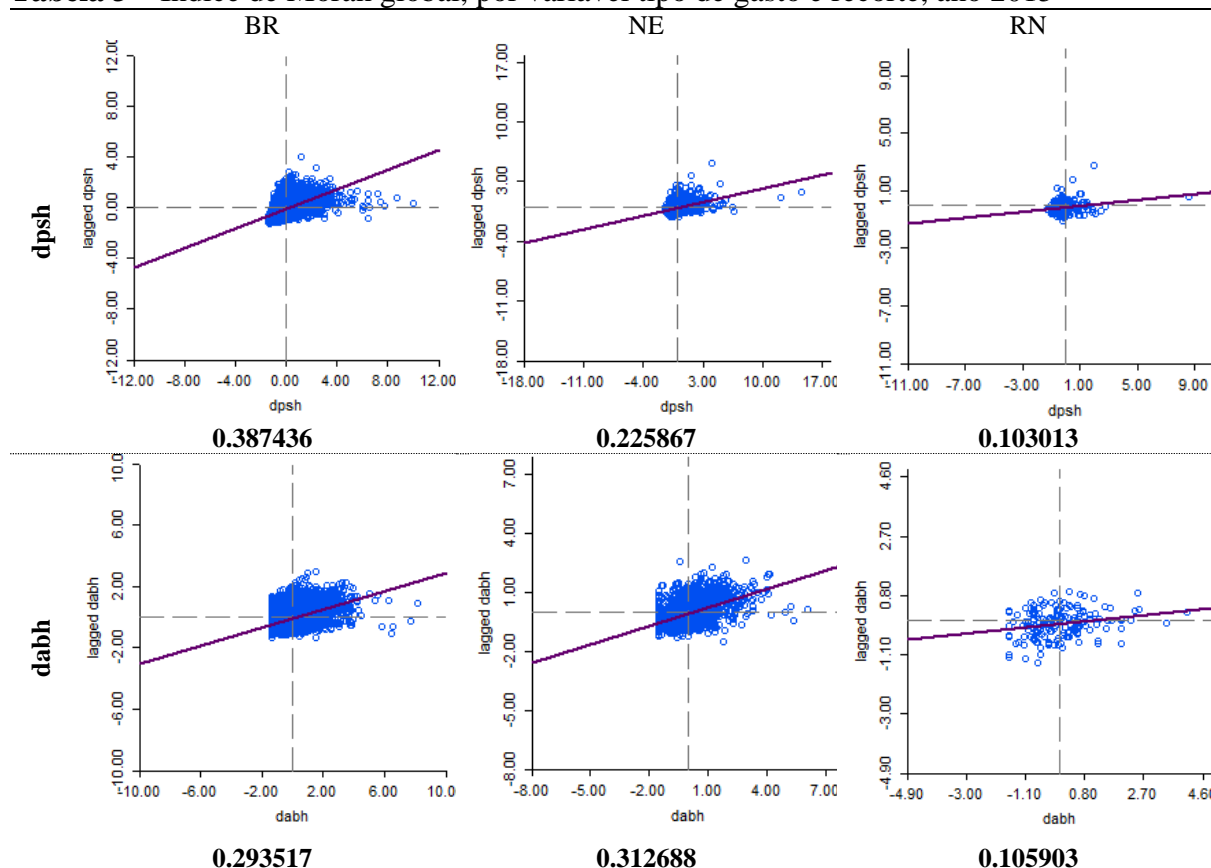
Matriz	BRASIL	
	dpsh	dabh
Queen1	0.1238 (0.00000)	0.1648 (0.00000)
Queen2	0.1041 (0.00000)	0.1409 (0.00000)
Queen3	0.0839 (0.00000)	0.1223 (0.00000)
Rock1	0.1253 (0.00000)	0.1669 (0.00000)
Rock2	0.1036 (0.00000)	0.1411 (0.00000)
Rock3	0.0837 (0.00000)	0.1230 (0.00000)
Matriz	NORDESTE	
	dpsh	dabh
Queen1	0.1467 (0.00000)	0.2304 (0.00000)
Queen2	0.1332 (0.00000)	0.1915 (0.00000)
Queen3	0.1255 (0.00000)	0.1626 (0.00000)
Rock1	0.1491 (0.00000)	0.2361 (0.00000)
Rock2	0.1305 (0.00000)	0.1940 (0.00000)
Rock3	0.1250 (0.00000)	0.1637 (0.00000)
Matriz	RN	
	dpsh	dabh
Queen1	0.0213 (0.39996)	0.0626 (0.11175)
Queen2	0.0154 (0.23241)	0.0380 (0.03643)
Queen3	0.0043 (0.29704)	-0.0012 (0.48491)
Rock1	0.0234 (0.42755)	0.0776 (0.06522)
Rock2	0.0079 (0.39740)	0.0404 (0.03786)
Rock3	0.0112 (0.15756)	-0.0071 (0.74907)

Fonte: Dados da pesquisa

No diagrama de Moran o indicador de gastos com a saúde básica e gastos de saúde com recursos próprios (tabela 3), organiza os gastos com saúde dos municípios em relação aos seus vizinhos em associações espaciais alto-alto no primeiro quadrante, baixo-alto no segundo quadrante, baixo-baixo no terceiro quadrante e alto-baixo no quarto quadrante. Cada figura na

tabela 3 formaliza no primeiro quadrante (AA) os municípios que ostentam valor elevado de gastos com a saúde básica em que onde o gasto de saúde médio das unidades vizinhas também é alta. Já o segundo quadrante (BA) engloba os municípios com baixo valor de gasto com a saúde básica em que o gasto médio dos vizinhos é elevado. O terceiro quadrante (BB) é concernente com as unidades com baixo valor de gastos com saúde e os gastos com a saúde básica médios das unidades contiguam também é baixa. No quarto quadrante (AB) estão agrupados os municípios onde os recursos destinados a saúde básica são baixas e o índice de saúde médio é dos vizinhos é elevado, também.

Tabela 3 – Índice de Moran global, por variável tipo de gasto e recorte, ano 2015



Fonte: dados da pesquisa

Ainda, os gastos com recursos próprios apresentaram coeficientes de autocorrelação espacial decrescentes à medida que o recorte territorial diminui, ou seja, a autocorrelação espacial no Nordeste é menor do que a do Brasil e maior do que a do Rio Grande do Norte (RN). Por outro lado, os gastos com atenção básica apontaram um padrão para autocorrelação espacial maior no Nordeste e menor para o RN. Esse achado está em linha ao resultado encontrado por Soares (2014), quando apontou uma dependência espacial menos significativa na componente hospitalar entre os municípios do estado de Santa Catarina.

Nessa perspectiva, a magnitude das autocorrelações espaciais reflete a configuração da dependência espacial apontadas nos mapas na sequência. É possível perceber, nas duas modalidades de gastos, clusters de baixos valores e clusters de altos valores. Nesse sentido, em relação aos gastos da atenção básica, os mapas evidenciam clusters com baixos valores de investimento situados, especialmente, no extremo norte do país, com uma inclinação voltada para o semiárido nordestino.

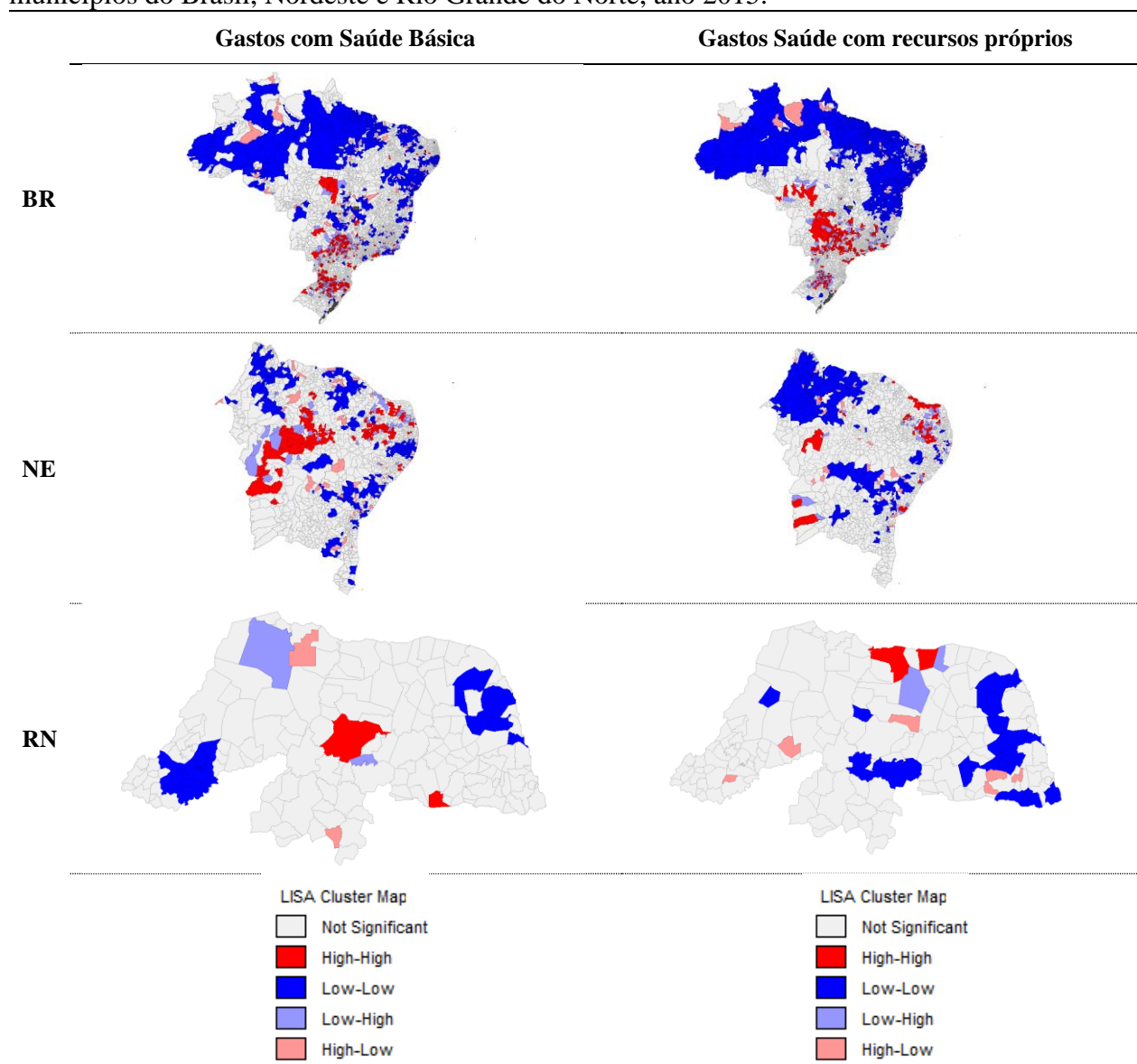
É possível perceber, nas duas modalidades de gastos, clusters de baixos valores e clusters de altos valores. Nesse sentido, em relação aos gastos com a saúde básica, os mapas

apresentados na tabela 3 evidenciam clusters de município com baixos valores de investimento na saúde básica (cluster azul) e clusters com investimento acima da média em relação aos vizinhos (vermelho).

Em nível de Nordeste, os gastos com a atenção a saúde básica apresentam valores altos em parte dos estados de Pernambuco, Paraíba e Rio Grande do Norte, conforme exibido no mapa. Contudo, há evidências de municípios com baixo desembolso desse tipo de recurso rodeado de municípios com alto desembolso.

No caso do RN, observa-se a constituição de oito clusters para gastos com saúde básica. Um cluster baixo-baixo, com municípios na região do alto oeste e região de mato grande/região metropolitana. Um clusters alto-alto, um operado pelo município Santana do Matos na região do Seridó e município de Japi, na região do traíri. Um cluster baixo-alto representado pelos municípios de Mossoró e Lagoa Nova. Um cluster alto-baixo representado pelos municípios de Santana do Seridó na região de Seridó e Serra do Mel na região de Mossoró.

Tabela 4 – Mapas de clusters locais conforme as distribuições de Moran univariadas e mapa LISA para gasto com atenção básica e gastos com saúde por meio de recursos próprios nos municípios do Brasil, Nordeste e Rio Grande do Norte, ano 2015.



Fonte: Dados da pesquisa

De forma análoga, se observa a distribuição dos gastos com saúde dos municípios financiados com recursos próprios e sua relação com os municípios vizinhos. Para o recorte Brasil, percebe-se a formação dominante de clusters baixo-baixo, sobretudo nas regiões norte e nordeste e clusters alto-alto nas regiões sudeste e centro-oeste. Tomado pelo recorte do nordeste brasileiro observa-se que os gastos com saúde financiados com recursos próprios caracterizados como baixo-baixo (azul no mapa) se apresenta bastante acentuada nos estados de Maranhão, Piauí, região noroeste do Ceará, e norte da Bahia. Cluster alto-alto (vermelho no mapa) é destacado pela região litorânea norte do RN.

Análise da Centralidade

Preliminarmente à estimação das variáveis buscou-se identificar a estrutura de correlação entre as variáveis. Foram estimados os Fatores de Inflação da Variância (FIV) e nenhuma das variáveis apresentou FIV superior a 3,02, o que indica a inexistência de multicolineariedade severa nos dados. Pela matriz de correlação entre as variáveis explicativas do estudo é possível perceber que estas guardam relações baixas entre si.

Tabela 5 – Matriz de correlação.

	rap	pibm	p4	p60	rgfem	msus	lhsus	psp	tmb	esgsi	Idhm	rtsush
rap	1,00											
pibm	0,41	1,00										
p4	-0,12	-0,17	1,00									
p60	-0,04	0,07	-0,69	1,00								
rgfem	0,15	0,01	-0,03	0,12	1,00							
msus	0,39	0,26	-0,17	0,14	0,18	1,00						
lhsus	0,05	0,02	-0,08	0,13	0,11	0,23	1,00					
psp	0,57	0,42	-0,19	0,09	0,15	0,37	0,01	1,00				
tmb	0,06	0,05	-0,46	0,64	0,26	0,17	0,14	0,15	1,00			
esgsi	-0,39	-0,23	0,25	-0,20	-0,11	-0,35	-0,01	-0,52	-0,28	1,00		
idhm	0,54	0,47	-0,50	0,42	0,09	0,41	0,12	0,60	0,34	-0,54	1,00	
rtsush	-0,05	-0,03	-0,06	0,06	0,11	0,20	0,17	-0,05	0,09	0,12	-0,01	1,00

Fonte: Dados da pesquisa

Em relação à escolha do modelo de regressão espacial, o processo definido por Florax et al. (2003) foi utilizado para identificar o modelo que melhor se adequasse aos dados. Assim, conforme tabela 6, é possível perceber que parte considerável das regressões deve considerar a componente espacial em sua estrutura. Exceção a essa regra, são os modelos para o Rio Grande do Norte que tentam estimar os gastos totais com saúde, os gastos em saúde por meio de recursos próprios municipais e os gastos com saúde líquido das transferências fundo a fundo. Para essas variáveis, no caso do RN, elas devem ser estimadas, dentre os modelos testados, pelo método tradicional de mínimos quadrados ordinários.

Tabela 1 – Diagnóstico da dependência espacial.

Variável	BR		NE		RN	
	LM SAR	LM SEM	LM SAR	LM SEM	LM SAR	LM SEM
dpsb	242.6108 (0.00000)	220.1747 (0.00000)	96.5999 (0.00000)	101.3513 (0.00000)	0.1576 (0.69139)	0.1922 (0.66113)
dabh	386.2201 (0.00000)	390.8672 (0.00000)	314.3258 (0.00000)	254.0149 (0.00000)	2.6322 (0.10472)	2.1198 (0.14541)

Fonte: Dados da pesquisa

Pelas razões de verossimilhança é possível observar que as especificações dos parâmetros das regressões para o recorte Brasil e Nordeste devem seguir uma estrutura espacial e para o Estado do RN uma regressão clássica por meio dos mínimos quadrados ordinários. Os resultados das estimativas são apresentados nas tabelas abaixo.

Dentre as famílias de modelos espaciais, o modelo de defasagem espacial (SAR – Spatial Auto Regressive) e o modelo de erro autorregressivo espacial (denominado também de modelo de erro espacial (SEM – Spatial Error Model).

Tabela 7 - Resultados das regressões espaciais, incluindo coeficientes e respectivos níveis de significância, e estatísticas de qualidade do modelo, para despesa em saúde com atenção básica, por habitante e despesa em saúde com recursos próprios, por habitante.

	Gostos com Saúde Básica			Gastos com saúde por meio de recursos Próprios		
	BR	NE	RN	BR	NE	RN
W_dabh	-	0.461339 (0.00000)	-	-	-	-
W_dpsh				0.274189 (0.00000)	-	-
Lambda	0.347419 (0.00000)	-	-	-	0.390322 (0.00000)	-
Constante	35151.1 (0.00308)	57750 (0.00184)	116486 (0.28461)	282.224 (0.00082)	1003.42 (0.00000)	1831.45 (0.01046)
rtsush	48.4868 (0.00000)	52.409 (0.00000)	-4.94368 (0.77569)	0.309047 (0.00000)	0.130118 (0.00002)	0.131075 (0.24686)
rap	-575.83 (0.00000)	-57.4359 (0.64453)	285.574 (0.64640)	-0.220747 (0.69786)	-1.05087 (0.23983)	-15.2547 (0.00023)
pibm	0.319307 (0.00000)	0.225229 (0.00045)	-0.280956 (0.36040)	0.004494 (0.00000)	0.009779 (0.00000)	0.023026 (0.00000)
p4	61922.5 (0.01663)	15741.4 (0.58631)	146010 (0.30094)	718.693 (0.00007)	-440.702 (0.04063)	-330.684 (0.71850)
p60	209585 (0.00000)	64868.6 (0.00402)	43317.4 (0.72723)	1600.02 (0.00000)	727.408 (0.00006)	744.008 (0.35798)
rgfem	-194635 (0.00000)	-132169 (0.00034)	-343021 (0.11231)	-1638.41 (0.00000)	-2010.33 (0.00000)	-3996.23 (0.00487)
msus	1428.91 (0.05800)	815.442 (0.58718)	22935.7 (0.00037)	33.1212 (0.00000)	33.2841 (0.00122)	80.7308 (0.05074)
lhsus	-3052.17 (0.00000)	-895.892 (0.00466)	-2362.62 (0.04826)	-22.7913 (0.00000)	-8.03935 (0.00038)	13.2455 (0.08839)
psp	-12514.7 (0.00358)	2926.16 (0.50618)	-7249.49 (0.92677)	-3.20126 (0.91478)	18.4798 (0.54328)	-320.787 (0.53242)
tmb	243.987 (0.35915)	466.801 (0.16113)	2367.52 (0.16533)	0.644595 (0.73771)	2.60145 (0.28290)	2.44297 (0.82538)
esgsi	-831.82 (0.60968)	3158.83 (0.09230)	7354.33 (0.38409)	12.6819 (0.22921)	-5.96077 (0.68855)	39.2621 (0.47516)
idhm	93557.7 (0.00000)	-3519.46 (0.77773)	93108.4 (0.19014)	665.381 (0.00000)	147.915 (0.13444)	212.485 (0.64515)
CENT	-14715.3 (0.00000)	-7295.27 (0.00000)	-18504.9 (0.01081)	-164.892 (0.00000)	-95.9267 (0.00000)	-163.233 (0.00062)

R^2	0.376200	0.306962	0.182300	0.527113	0.392528	0.606420
Erro Padrão da Regressão	23657.8	15712.3	23905.7	179.021	108.819	155.618
Log da Máxima Verossimilhança	-60638.78	19219.4	-1843.76	-34866.5	-10600.34	-1033.21
AIC	121308	38470.7	3717.51	69765	21230.7	2096.42
Schwarz	121406	38558	3763.74	69870.1	21312.5	2142.64

Fonte: Dados da pesquisa

De acordo com a tabela 8, a componente de centralidade apresentou sinal negativo para as duas modalidades de gastos. Nessa perspectiva, a presença de um sinal negativo significativo para os municípios centrais sugerem que esses municípios aplicam menos recursos per capita do que os não centrais. Um argumento auxiliar para esta evidência ancora-se na economia de escala existente nos municípios centrais, devido ao maior número de serviços ofertados, tanto para os seus próprios munícipes quanto para pessoas de localidades vizinhas, que observam nos municípios centrais melhores condições de atendimento e resolutividade.

Todavia, esses achados divergem dos encontrados por Soares et al. (2016) quando esses autores observam a centralidade associada positivamente com os gastos com a atenção básica. Não obstante, Revelli (2003), ao tratar a carga tributária dos condados ingleses como interação vertical, obtém como resposta uma associação negativa entre essa variável e o log do gasto per capita dos distritos. Segundo esse autor, mantendo as outras variáveis constantes, um aumento de 10% na carga tributária do condado tende a reduzir os gastos do distrito em 4,5%.

Tabela 8 – Coeficientes da dependência espacial na presença ou não de centralidade.

Variável dependente	Sem Centralidade			Com Centralidade					
	BR	NE	RN	BR		NE		RN	
	ρ/λ	ρ/λ	ρ/λ	β_{CENT}	ρ/λ	β_{CENT}	ρ/λ	β_{CENT}	ρ/λ
dpsb	0.30136 (0.0000)	0.42498 ^a (0.0000)	*	-164.89 (0.0000)	0.27418 (0.0000)	-95.92 (0.0000)	0.39032 ^a (0.0000)	-163.23 (0.0006)	*
dabh	0.32999 (0.0000)	0.45912 (0.0000)	0.29948 ^a (0.0032)	-14715.3 (0.0000)	0.34741 ^a (0.0000)	-7295.27 (0.0000)	0.46133 (0.0000)	-18504.9 (0.0108)	*

^a Coeficiente do modelo SEM; * implica a desconsideração do coeficiente espacial, modelo estimado pelo MQO; ρ/λ – coeficiente da dependência espacial. Fonte: Dados da Pesquisa

Ademais, os resultados apontaram uma dependência espacial positiva, com significância estatística ao nível de 1%, para todas as modalidades de gastos nos recortes territoriais BR e NE. Para o estado do Rio Grande do Norte, a dependência espacial entre os gastos com recursos próprios municipais e gastos com atenção básica não se fez importante no sentido de sua significância. Nesse sentido, para se estimar as equações de gastos para o RN empregou-se os modelos tradicionais de MQO.

De toda a forma a o ponto fundamental desta investigação é a evidência de que os custos de saúde básica e investimentos em saúde por recursos próprios reverberam movimentos ações dos vizinhos. E neste caso há evidências para o efeito carona. Assim, um município investe menos recursos em uma determinada área caso os investimentos do seu vizinho favoreçam os seus munícipes, sobretudo se este vizinho é município central que muitas vezes fixam quantidade de pessoas que ali trabalham mas não residem e fazem uso da rede de saúde de forma contínua.

5 Considerações Finais

No intuito de ampliar o estudo entre as inter-relações da despesa pública entre os municípios brasileiros, esta pesquisa procurou investigar a influência dos níveis de centralidade sobre o gasto público com saúde, especificamente na subfunção Assistência Básica de Saúde, sob o ponto de vista da interdependência espacial horizontal e vertical nos municípios brasileiros, para o ano de 2015.

O estudo parte de alguns modelos conceituais que tentam explicar a interdependência do gasto público com saúde, quais sejam, o spillover effect, a yardstick competition e, sobretudo, a Teoria dos Lugares Centrais (TLC) de Christaller (1966). Nessa perspectiva, baseado na TLC, bem como na classificação dos lugares centrais proposta pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, a pesquisa utilizou-se de uma variável dummy para caracterizar as centralidades municipais, objetivando identificar a influência dos municípios centrais sobre a interdependência do gasto público com saúde básica entre os municípios.

Para tanto, foram coletados dados municipais no Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS) sobre as variáveis de gasto com saúde e variáveis de receita. Ademais, em relação às variáveis de controle, os dados foram extraídos dos sites do DATASUS e do IBGE.

Nesse sentido, observou-se que os municípios brasileiros se diferenciam no que diz respeito ao dispêndio de recursos públicos para a área da saúde. Alguns clusters foram identificados, uns de baixos valores e outros de altos valores. Além disso, também se identificou que alguns municípios não seguiram o mesmo padrão de gasto de uma determinada região, o que deve merecer especial atenção no sentido de se identificar qual o impacto, em termos de resolutividade em saúde, esses municípios discrepantes têm no contexto regional.

Também ficou claro que os municípios centrais gastam menos com atenção básica per capita devido, provavelmente, pelo processo de economia de escala, pois, geralmente, a população dos municípios centrais é mais numerosa além de atrair indivíduos de outras localidades também para serviços de atenção básica haja vista que muitos dos não residentes de municípios centrais ali trabalham e utilizam da oferta de seu serviço de saúde. Além disso, também foi identificado que os municípios centrais reduzem a autocorrelação espacial horizontal entre os municípios, absorvendo dessa forma parte dessa dependência.

Por fim, no que concerne às **influências da interação vertical (centralidade) sobre a interdependência horizontal em relação ao gasto público em saúde básica**, o estudo conclui que a interdependência horizontal entre os gastos públicos com saúde municipal depende da centralidade em análise. Dessa forma, há evidências de que padrões de interação de custos da saúde básica dependem da centralidade do município.

Desta feita, a resposta à problemática da pesquisa foi alcançada, visto que se conseguiu observar os efeitos da centralidade municipal como determinante do gasto público per capita com saúde, sob a luz da interdependência horizontal e vertical. Nessa perspectiva, os resultados trazidos acerca dos lugares centrais, das relações verticais e horizontais e da interdependência do gasto público municipal com saúde, podem contribuir para repensar os parâmetros utilizados no cálculo para a alocação de transferências federais e estaduais para os municípios, à medida que os municípios não são equânimes no que diz respeito à resolutividade em saúde.

Como limitação do estudo, aponta-se a confiabilidade que tem os bancos de dados públicos, cuja fonte de informação, nessa pesquisa, são os entes subnacionais, especificamente, os municípios. Nesse sentido, os diversos contextos municipais podem acarretar diferenças na alimentação dos sistemas de informação, influenciando a precisão das informações fornecidas. Ademais, apesar da normatização apontando para a obrigatoriedade de se prestar as informações devidas, ainda perdura o problema de subnotificação, sobretudo, os da área da saúde. Por outro lado, há uma limitação temporal, haja vista que o estudo abordou apenas os dados do ano de 2015.

Como proposta, espera-se que os gestores públicos cientes da complexidade que envolve a oferta de serviços públicos de saúde no Brasil, no que diz às suas relações de interdependência, adotem mecanismos para fazer frente à correta alocação de recursos, visando sanar as desigualdades regionais no tocante à oferta desses serviços. Nessa perspectiva, sugere-se que sejam adotadas políticas públicas que equalizem a alocação de recursos no sentido de considerar a interação vertical com a centralidade, haja vista serem os centros locais lugares mais próximos do cidadão que observam melhores condições de resolutividade, com qualidade e eficiência. Ou adotem critérios de alocação de recursos que busquem evitar os efeitos do “*free ride*”, incentivando municípios locais a assumirem seu papel na atenção básica de saúde.

Como sugestão para abordagens futuras ao tema em tela, aponta-se pesquisar os gastos com atenção hospitalar e ambulatorial, segregada em média complexidade e alta complexidade, pois é natural que haja interdependências distintas entre ambas.

Referências

- ALMEIDA, E. (2012). *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Alínea.
- ANIČIĆ, J.; JELIĆ, M. & ĐUROVIĆ, J. M. (2016). Local tax policy in the function of development of municipalities in Serbia. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, v. 221, p. 262-269.
- ANSELIN, L. (2005). *Exploring Spatial Data with GeoDa: a workbook* Urbana-Champaign: University of Illinois.
- ANSELIN, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Santa Barbara: Springer Science & Business Media.
- ARONSSON, T.; LUNDBERG, J. & WIKSTRÖM, M. (2000). The impact of regional public expenditures on the local decision to spend: *Regional Science and Urban Economics*, v. 30, n. 2, p. 185-202.
- BAICKER, K. (2005). The spillover effects of state spending. *Journal of Public Economics*, v. 89, p. 529-544.
- BAUMONT, C. (2004). *Spatial effects in Housing price models*. Do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?: Université de Bourgogne.
- BESLEY, T. & CASE, A. (1995). Incumbent behavior: vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition. *The American Economic Review*, v. 85, n. 1, p. 25-45.
- BESLEY, T. J. & ROSEN, H. S. (1998). Vertical externalities in tax setting: evidence from gasoline and cigarettes. *Journal of Public Economics*, v. 70, n. 3, p. 383-398.
- BRADFORD, D. F.; MALT, R. A. & OATES, W. E. (1969). The rising cost of local public services: some evidence and reflections. *National Tax Journal*, v. 22, n. 2, p. 185-202.
- BRASIL. Constituição (1988). *Constituição da República Federativa do Brasil de 1988*. Poder Legislativo, Brasília, DF.
- BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE (2012). *Secretaria de Atenção à Saúde*. Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS). Relação Nacional de Ações e Serviços de Saúde – RENASES. Brasília: Ministério da Saúde, v. 1, 2012. Disponível em: <<http://conitec.gov.br/images/Protocolos/Renases2012.pdf>> Acesso em: 21 jun. 2020.
- BRUECKNER, J. K. (2003). Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 2, p. 175-188.
- BRUECKNER, J. K. (1999). Some notes on parametric significance test for geographically weighted regression. *Journal of Regional Science*, v. 39, n. 3, p. 497-524, 1999.
- CARNEIRO, V. L. & LUCAS, V. M. (2016). *Interação espacial nas despesas municipais*. Planejamento e Políticas Públicas – PPP, n. 47.

- CASE, A. C.; ROSEN, H. S.& HINES JR, J. R. (1993). Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states. *Journal of Public Economics*, v. 52, n. 3, p. 285-307.
- CHRISTALLER, W. (1963). Some considerations of tourism location in Europe - the peripheral regions under developed countries recreation areas. In: Regional Science Association: papers XII, Lund Congress, 1963, Jungenheim/Alemanha. Anais... Jungenheim/Alemanha.
- CHRISTALLER, W. (1966). *Central places in southern Germany*. New Jersey: Prentice-Hall, Inc. Englewood Cliffs.
- COSTA, R. F. R.& CASTELAR, L. I. M. (O impacto das transferências constitucionais sobre os gastos dos municípios brasileiros. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 33, n. 64, p. 171-189,
- COSTA, R. F. R.; LIMA, F. S.& SILVA, D. O. P. (2014). Política fiscal local e taxa de crescimento econômico: um estudo com dados em painel. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 42.
- COSTA-FONT, J.& MOSCONE, F. (2008). The impact of decentralization and interterritorial interactions on Spanish health expenditure. *Empirical Economics*, v. 34, n. 1, p. 167-184.
- COSTA-FONT, J.& PONS-NOVELL, J. (2007). Public health expenditure and spatial interactions in a decentralized national health system. *Health Economics*, v. 16, n. 3, p. 291-306.
- DEGENHART, L.; VOGT, M.& ZONATTO, V. C. S. (2016). Influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos municípios da Região Sudeste do Brasil. *REGE – Revista de Gestão*, v. 23, n. 3, p. 233-245.
- ELHORST, J. P.& FRÉRET, S. (2009). Evidence of Political Yardstick Competition in France Using a Two-Regime Spatial Durbin Model with Fixed Effects. *Journal of Regional Science*, v. 49, n. 5, p. 931-951.
- ESPIRITO SANTO, A. C. G.; FERNANDO, V. C. N.& BEZERRA, A. F. B. (2012). Despesa pública municipal com saúde em Pernambuco, Brasil, de 2000 a 2007. *Ciência & Saúde Coletiva*, 17 (4): 861-871.
- FELDER, S.& TAUCHMANN, H. (2013). Federal state differentials in the efficiency of health production in Germany: an artifact of spatial dependence? *The European Journal of Health Economics*, v. 14, n. 1, p. 21-39.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.& REY, S. J.(2003). Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, v. 33, n. 5, p. 557-79.
- GETIS, Arthur & ORD, J. K. (1992). The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. *Geographical Analysis* 24, no. 3.
- GORDON, R. H.(1983). An optimal taxation approach to fiscal federalism. *Quarterly Journal of Economics*, v. 98, n. 4, p. 567-586.
- IBGE (2018) - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Regiões de Influência das Cidades/2007 (REGIC/2007). Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv40677.pdf>> Acesso em: 02 jul. 2018.
- ISEN, A. (2014).Do local government fiscal spillovers exist? Evidence from counties, municipalities, and school districts. *Journal of Public Economics*, v. 110, p. 57-73.
- LEUNG, M. C. M.& WANG, Y. (2010). Endogenous health care, life expectancy and economic growth. *Pacific Economic Review*, v. 15, n. 1, p. 11-31.
- MANSKI, C. F. (1993). *Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem*. The Review of Economic Studies: Oxford University Press, v. 60, n. 3, p. 531-542.
- MOSCONE, F.& KNAPP, M. (2005). Exploring the spatial pattern of mental health expenditure. *Journal of Mental Health Policy and Economics*, v. 8, n. 4, p. 205-217.
- MOSCONE, F.; KNAPP, M.& TOSETTI, E.(2007). Mental health expenditure in England: A spatial panel approach. *Journal of Health Economics*, v. 26, n. 4, p. 842-864.

- OLIVEIRA, F. A. & BIONDINI, I. V. F. (2013). IDTE: um índice de finanças para a análise do desenvolvimento - o caso dos municípios de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Administração Política*, v. 6, n. 1, p. 33-55.
- OLIVEIRA, L. R. & PASSADOR, C. S. (2016). The Brazilian Unified National Health System: Proposal of a Cost-effectiveness Evaluation Model. *BAR - Brazilian Administration Review*. v. 13, n. 2.
- PRIETO, D. & LAGO-PEÑAS, S. (2012). Decomposing the determinants of health care expenditure: the case of Spain. *The European Journal of Health Economics*, v. 13, n. 1, p. 19-27.
- REVELLI, F. (2003). Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures. *Journal of Urban Economics*, v. 53, n. 1, p. 29-53.
- REVELLI, F. (2005). On Spatial public finance empirics. *International Tax and Public Finance*, v. 12, n. 4, p. 475-492, 2005.
- REVELLI, F. (2006). Performance rating and yardstick competition in social service provision. *Journal of Public Economics*, v. 90, n. 3, p. 459-475.
- SILVA, E. R. H. & PORSSE, A. A. (2015). Esforço tributário e interação estratégica dos governos municipais: uma análise com modelos geograficamente ponderados. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 46, n. 3, p. 115-130.
- SOARES, R. F. (2014). *Centralidade municipal e interação estratégica na decisão de gastos públicos em saúde no estado de Santa Catarina*. Dissertação de Mestrado - Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- SOARES, R. F.; CLEMENTE, A.; FREIRE, F. S. & SCARPIN, J. E. (2016). Centralidade municipal e interação estratégica na decisão de gastos públicos em saúde. *Revista de Administração Pública*, v. 50, n. 4, p. 563-585.
- SOLÉ-OLLÉ, A. (2003). Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy*, v. 19, n. 4, p. 685-713
- SOLÉ-OLLÉ, A. (2006). Expenditure spillovers and fiscal interactions: Empirical evidence from local governments in Spain. *Journal of Urban Economics*, v. 59, n. 1, p. 32-53.
- VIDEIRA, R. A. & MATTOS, E. (2011). Ciclos políticos eleitorais e a interação espacial de políticas fiscais entre os municípios brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 15, p. 259-286.
- WERCK, K.; HEYNDELS, B. & GEYS, B. (2008). The impact of 'central places' on spatial spending patterns: evidence from Flemish local government cultural expenditures. *Journal of Cultural Economics*, v. 32, n. 1, p. 35-58.
- WILSON, J. D. (1999). Theories of tax competition. *National Tax Journal*, v. 52, n. 2, p. 269-304.
- YU, Y.; ZHANG, L.; LI, F. & ZHENG, X. (2013). Strategic interaction and the determinants of public health expenditures in China: a spatial panel perspective. *The Annals of Regional Science*, v. 50, n. 1, p. 203-221.