

Remuneração dos professores do ensino básico nas regiões Sul e Sudeste: uma abordagem espacial

Basic education teachers' remuneration in the South and Southeast regions of Brazil: a spatial approach

Felipe César Marques ^a

Ricardo da Silva Souza ^b

José Luiz Parré ^c

Resumo: Este estudo busca avaliar a remuneração docente do ensino básico nas regiões Sul e Sudeste do Brasil utilizando as ferramentas da econometria espacial, a partir de dados do Inep. Os resultados demonstram que a influência espacial é significativa tanto por meio da remuneração defasada no espaço quanto pelo efeito das variáveis independentes dos municípios vizinhos. Na análise espacial exploratória entre a remuneração docente e a qualidade da educação, os resultados não foram significativos.

Palavras-chave: Remuneração docente; Análise espacial; Educação básica.

Classificação JEL: C21; J31.

Abstract: This paper seeks to assess teacher's remuneration in basic education in the South and Southeast regions of Brazil, using a spatial econometrics approach, based on data from Inep. The results show that the spatial influence is significant due to both spatial lagged remuneration and the effect of independent variables from neighboring municipalities. In the exploratory spatial data analysis between teacher's remuneration and the quality of education, however, it was not found significant results.

Keywords: Teacher remuneration; Spatial analysis; Basic education.

JEL Classification: C21; J31.

^a Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM). Economista da Prefeitura do Município de Londrina.

E-mail: felipe.marques@londrina.pr.gov.br.

^b Doutor em Economia pelo PCE/UEM. Docente da Universidade Estadual do Norte do Paraná (UENP).

E-mail: ricardo.souza@uenp.edu.br.

^c Doutor em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (PPGEA/Esalq-USP). Docente da UEM. E-mail: jlparre@uem.br.

1. Introdução

A década de 1990 foi de extrema mudança para a classe do magistério, principalmente para os professores do ensino básico. Segundo Fernandes et. al (2018), a perspectiva do Estado democrático de direito social cedia espaço para a construção do Estado neoliberal. Deste contexto, foi aprovada a Emenda Constitucional n. 14/1996 em conjunto com a Lei n. 9.394/1996, em que, basicamente, desvinculou-se o piso salarial dos professores.

De sentido contrário ao proposto pela Constituição Federal de 1988, a Emenda de 1996, na qual os professores, em suas entidades representativas, tiveram a perda de bem-estar social com o corte do teto, puderam ser legalmente amparados com a Emenda Constitucional n. 53/2006, atrelada à Lei n. 11.494/2007, em que foi regulamentado o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (Fundeb).

E, por fim, em 2008, foi criada a Lei n. 11.738, que instituiu o Piso Salarial Profissional Nacional (PSPN). Segundo Fernandes et. al (2018), até aquele momento não havia concordância entre a União e os Estados sobre um piso nacional garantido, o que foi resolvido três anos depois da promulgação da lei, em 2011, em favor da União.

Partindo desse princípio legal, para uma carga horária de 40 horas semanais, o piso salarial, em 2015, foi de R\$ 1.917,18, segundo o Ministério da Educação e Cultura (MEC). Entretanto, cada Estado da União e seus municípios podem promover um valor de salário diferenciado, cujo limite inferior é o piso salarial que vigora na lei supracitada.

Para exercer a profissão de professor no Ensino Infantil, é necessária escolaridade mínima de nível superior, especificamente, graduação em Pedagogia ou Normal Superior com Magistério. As atribuições do cargo são semelhantes: docente regente para indivíduos com idade maior de dois anos e menor a sete anos.

Dadas as condições legais supracitadas e dos requisitos mínimos necessários para a realização da função, ainda assim há evidências de diferenças salariais para a execução do mesmo serviço, isto é, há indivíduos que são melhores remunerados que outros. Alguns fatores podem explicar tais diferenças, como experiência do indivíduo, bonificações por desempenho, entre outros.

Um potencial fator relevante é a região geográfica (municípios, microrregiões, estados). Será que há um padrão de discrepância ou homogeneidade de remunerações para profissionais de mesma classe? E se houver discrepância, há relação com a qualidade educacional? São tratativas a ser considerada para avaliar o comportamento dos salários dos educadores do ensino básico.

Para fins de comparação, em termos regionais, ao piso de 2015, por exemplo, um profissional da educação básica de Educação Infantil do Município do Rio de Janeiro, segundo o Edital n. 20, de 22 de junho de 2014, com carga horária de 40 horas, tem salário base de R\$ 3.306,26. Já para o município de Rio Grande, no interior do Rio Grande do Sul, segundo Edital n. 02, de 06 de setembro de 2014, o salário base da categoria é de R\$ 1.111,45, para 20 horas semanais, e proporcionalmente, para 40 horas, o salário é, portanto,

R\$ 2.222,90. Note que ambos os salários estão acima do piso permitido por lei para a jornada de 40 horas semanais (destaque para os profissionais do Rio de Janeiro que possuem salários em 75% a mais do que o piso nacional de 2015).

No entanto, o Rio de Janeiro encontra-se geograficamente separado por mais de 1.700 km de distância do município de Rio Grande. Além disso, os municípios diferenciam-se também quanto à relevância regional e econômica, sendo o Rio de Janeiro a capital de seu Estado, polo industrial e turístico.

Portanto, o presente trabalho pretende analisar os salários dos profissionais da Educação Básica nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, relacionando-os com variáveis que indicam os insumos educacionais dos profissionais, com o propósito de explicar o comportamento das remunerações nas diversas localidades da área geográfica de análise.

Para tanto, faz-se necessária a utilização das técnicas da análise econométrica espacial, incorporando fatores geográficos aos modelos que, caso não considerados, podem acarretar em vieses aos resultados pretendidos.

2. Revisão de literatura

Nesta seção, brevemente, será oportunizada algumas pesquisas para realização da abordagem enquanto objetivo e os resultados obtidos para elucidar e preparar o trabalho vigente. Há uma literatura recente sobre o comportamento econômico dos salários dos profissionais de educação que, de caráter quantitativo, utiliza desde a análise exploratória de dados ao uso da econometria.

Especificamente sobre a importância da remuneração do Ensino Básico, Fernandes, Gouveia e Benini (2012), utilizaram o banco de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) no período compreendido entre 1996 a 2008 sobre a remuneração de professores do Ensino Médio nas capitais brasileiras, em que se verificou uma relação negativa dos salários dessa categoria quando comparada a uma priorização do Ensino Fundamental via política de fundos, por meio de uma análise descritiva dos dados.

Do que se trata a diferenciação da remuneração entre redes de Ensino, Fernandes et al. (2018), também com os dados disponíveis pela RAIS, ao tentar comparar os profissionais das escolas públicas e particulares de Campo Grande - MS, concluiu que há diferenças de remunerações entre professores entre natureza das escolas e que também, dentro da rede municipal de ensino, maiores níveis de escolaridade estão relacionadas com maior remuneração por comparação entre médias de remunerações.

Do que tange ao contexto regional, Wagner e Porter (2010), utilizando a metodologia da econometria espacial, realizaram um tratamento para avaliar os determinantes salários dos professores em começo de carreira em 61 regiões distritais de Cleveland (EUA).

A partir de um modelo que buscou controlar fatores demográficos, na hipótese em que os salários iniciais médios de outros podem influenciar o salário inicial médio do distrito de referência, teve como resultado principal a existência de interação entre os distritos na formação da remuneração e é explicada incorporando a dimensão geográfica e a distância de um distrito comparado ao distrito de referência. Em termos monetários, um

aumento de 1 dólar na média ponderada de um distrito vizinho gera aumento de 0,51 centavos para o salário inicial dos professores.

Greenbaum (2002) explorou a relação salarial dos professores nos distritos da Pensilvânia (EUA) e constatou que, quando controlado as características mensuráveis, os salários nesse estado americano são espacialmente correlacionados. O autor enfoca nas padronizações contratuais e comparações sociais como motivos de influência dos salários dos outros distritos. Numericamente, quando um salário de um distrito aumenta 6,6%, os salários financeiramente semelhantes aumentam em 10%.

Babcock, Engberg e Greenbaum (2005) exploraram os contratos salariais dos professores do setor público, como enfoque nas comparações sociais que poderiam ser os determinantes para a formação das remunerações em aproximadamente 500 distritos no estado da Pensilvânia (EUA).

O objeto de estudo nesse caso foi tratar as negociações nesse setor a partir de um ponto de inflexão ocorrido no estado enquanto mudança sindical do setor privado para o setor público. Descobriu-se que os salários referidos pelo sindicato têm maior impacto sobre o resultado negociado. O efeito transbordamento foi de 87%, portanto, quando os salários dos sindicalizados aumentam em 10%, o produto da negociação dos salários aumenta em 8,7%.

Ainda, Ghosh (2010) aplicou um processo de análise semelhante nos distritos escolares para verificar evidências de interdependência espacial sobre os *inputs* escolares no estado de Massachusetts (EUA). Resumidamente, os resultados corroboram a hipótese que os distritos escolares públicos “prestam muita atenção” ao nível dos gastos educacionais dos seus vizinhos quando decidem alocar seus níveis de despesas.

Winters (2011) usou a abordagem espacial para examinar os determinantes dos salários dos professores norte-americanos nos distritos educacionais e seus vizinhos, utilizando características como tamanho de distrito escolar e a proporção aluno-professor.

Os resultados obtidos mostraram que há importância dos efeitos do professor e sindicatos e os efeitos dos salários dos professores nos distritos vizinhos. Incluindo os efeitos de transbordamento, uma possível negociação coletiva em um dado estado aumenta os salários dos professores experientes em até 18% e a densidade salarial, a 28%.

Ademais, o autor relata que os efeitos da atividade sindical sobre os professores iniciantes, no entanto, são muito menores, provavelmente pelo poder de barganha comparado aos professores experientes.

Fowles (2016), no Estado do Kentucky, entre 1997 e 2005, verificou os salários dos professores empregados utilizando os métodos desenvolvidos com econometria espacial para verificar se há interdependência nas remunerações nos distritos escolares.

Os resultados sugeriram que o aumento em um ponto percentual no salário de um professor de um distrito vizinho especificado gera um aumento em 0,57 ponto percentual de aumento do distrito escolar de referência, controlando o efeito de distrito relevante e incluindo as características de efeitos fixos.

Por fim, Millimet e Rangaprasad (2007), para o Estado de Illinois, no período entre 1990 e 2000, avaliou se os distritos escolares públicos competem com os distritos de

escolas públicas vizinhas. Os resultados confirmam a hipótese de competição e seu comportamento estratégico em períodos específicos das restrições financeiras dos impostos sobre propriedade.

Deste arcabouço teórico pode-se mostrar o que foi realizada de pesquisas. Foi constatada uma carência para a realidade brasileira, visto que todos os artigos empíricos usando a econometria espacial foram de aplicações em estados Norte Americanos.

3. Modelo empírico

Como mostra Greenbaum (2002), a abordagem tradicional da estimação da remuneração dos professores, a partir de um conjunto de variáveis explicativas segue o seguinte modelo, assumindo a hipótese de que os termos de erros são independentes no espaço:

$$Y = X\beta + \varepsilon, \text{ com } E[\varepsilon] = 0, E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2 I \quad (1)$$

onde Y representa um vetor ($N \times 1$) da remuneração dos docentes; X uma matriz ($N \times K$) de variáveis exógenas; β o vetor de parâmetros ($K \times 1$); e ε o vetor ($N \times 1$) contendo o termo de erro.

Caso a hipótese subjacente aos termos de erro seja violada, a não incorporação da dependência espacial leva a estimação de parâmetros inconsistentes e/ou ineficientes, a depender da natureza da dependência (ANSELIN, 1988). Três diferentes possibilidades quanto à dependência espacial podem ocorrer: *i*) existe uma influência direta entre a remuneração paga por um município e a remuneração de municípios adjacentes; *ii*) os termos de erro da remuneração nos municípios não são distribuídos aleatoriamente, pois são espacialmente correlacionados; e *iii*) pode ocorrer ambos os efeitos simultaneamente.

No primeiro caso, a relação direta entre as remunerações deve ser explicitamente incorporada ao modelo, incluindo na equação (1) a remuneração dos municípios vizinhos que exercem a influência observada (GREENBAUM, 2002). A classe de modelos que incluem as variáveis dependentes defasadas no espaço é denominada de *Spatial autoregressive models* (SAR), definida como:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \text{ com } E[\varepsilon] = 0, E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2 I \quad (2)$$

onde ρ é o coeficiente das variáveis defasadas no espaço, e W representa a matriz de pesos espaciais, que define o conceito de vizinhança de influência entre os municípios. A não inclusão das variáveis defasadas no espaço quando elas de fato exercem uma influência significativa representa um viés de variável omitida, de modo que haverá inconsistência da estimação dos parâmetros do modelo (CHASCO, 2013).

De acordo com Winters (2011) a existência da dependência espacial neste cenário é bastante provável, devido à concorrência entre municípios vizinhos por docentes de qualidade, e o fato de que salários em municípios vizinhos são utilizados por governantes locais e sindicatos de docentes como medidas de comparação na negociação de novos contratos e reajustes salariais.

A segunda possibilidade de interação espacial é a de que os resíduos da equação de remuneração docente apresentem correlação espacial. Esta possibilidade surge, de acordo com Greenbaum (2002), devido à dificuldade em observar todos os aspectos relativos ao mercado de trabalho que poderiam afetar a remuneração, tais como choques aleatórios locais na força de trabalho. Estes fatores não observáveis, portanto, seriam capturados pelo termo de erro, ε .

A estimativa de um modelo equivalente a (1), sem a presença dos termos de erro espacialmente correlacionados, quando estes devem ser explicitamente considerados, ainda gera parâmetros não viesados, porém a estimativa dos erros padrão será incorreta, impossibilitando inferências estatísticas fidedignas a respeito da significância destes parâmetros (CHASCO, 2013). Modelos que incorporam valores espacialmente defasados do termo de erro são chamados de *Spatial Error Models* (SEM), e seguem a seguinte especificação:

$$Y = X\beta + \lambda W\varepsilon + u, \text{ com } E[u] = 0, E[uu'] = \sigma^2 I \quad (3)$$

em que λ é o parâmetro que mede a influência dos choques dos municípios vizinhos, e W , novamente, é a matriz de pesos espaciais ($N \times N$) que define a vizinhança de influência em relação ao termo de erro entre os municípios.

Finalmente, a interrelação espacial da remuneração pode ocorrer diretamente, via *lags* espaciais, e indiretamente, por meio do termo de erro, de maneira simultânea. O modelo completo, denominado *Spatial Autocorrelation Model* (SAC) é, portanto, especificado como:

$$Y = \rho WY + X\beta + \lambda W\varepsilon + u, \text{ com } E[u] = 0, E[uu'] = \sigma^2 I \quad (4)$$

Além das possibilidades levantadas por Greenbaum (2002), o presente estudo avalia ainda uma gama maior de possibilidades de dependência espacial, complementares aos modelos apresentados, manifestadas através da eventual influência das variáveis exógenas espacialmente defasadas.

Essa potencial fonte adicional de dependência espacial é captada por meio dos modelos *Spatial Lag X* (SLX, que incorpora apenas as variáveis exógenas espacialmente defasadas), *Spatial Durbin Model* (SDM, que considera simultaneamente a dependência espacial das variáveis independentes e dependente) e *Spatial Durbin Error Model* (SDEM, que leva em consideração os efeitos espaciais das variáveis exógenas e do termo de erro).

4. Dados da pesquisa e metodologia

A variável dependente do estudo – remuneração dos docentes da rede municipal de ensino – foi obtida a partir do estudo elaborado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP, 2017), que calculou a remuneração média dos professores desagregada por esferas municipal, estadual e federal e também da rede

privada, por meio do cruzamento de dados de professores cadastrados no Censo Escolar da Educação Básica de 2014 e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), via CPF dos professores. A remuneração média utilizada é padronizada para jornadas de 40 horas semanais.

No total, os dados de 87,4% dos vínculos de trabalho foram cruzados com sucesso. Para o caso da rede municipal de ensino foi realizado o cruzamento de 89,8% dos dados. Além disso, em 86,1% dos 5.568 municípios brasileiros foram localizados mais de 80% dos docentes. No entanto, a divulgação completa dos dados a nível municipal só foi disponibilizada para o caso de municípios com mais de 60% dos docentes localizados.

Desta forma, a disponibilidade dos dados não é homogênea ao longo do território brasileiro. No caso dos Estados do Acre e do Maranhão, por exemplo, os dados de mais de 40% dos municípios não estão disponíveis. Portanto, o estudo é realizado apenas para as regiões Sul e Sudeste, onde há informações referentes a 98,6% dos municípios destas regiões (2.820 de 2.859 municípios). Para o caso dos 39 municípios sem informações, para que se possa realizar a análise espacial, lhes foi atribuído o valor médio da remuneração paga pelos demais municípios do mesmo estado. Por fim, decidiu-se também por retirar o município de Ilhabela da análise, por tratar-se de um município-arquipélago, o que acarretaria em dificuldades na obtenção de matrizes de pesos espaciais, que incorporam a vizinhança dos municípios em sua construção.

Já como variáveis de controle incluem-se informações relativas às características dos docentes nos municípios, extraídas do Censo Escolar da Educação Básica de 2014 e dados relativos às condições do mercado de trabalho, à renda municipal e à demanda por educação no município, extraídos de diferentes fontes.

Merece destaque a construção da variável que mede a razão entre o número total de horas trabalhadas pelos docentes e o número de alunos matriculados no município. O número total de horas foi obtido por meio da multiplicação do número médio de horas trabalhadas por docente, extraído das informações disponibilizadas pelo Inep (2017), com a quantidade total de docentes cadastrados no município, obtido do Censo Escolar de 2014. O número de alunos matriculado na rede municipal de educação também foi retirado do Censo Escolar. Optou-se pelo uso da razão horas trabalhadas/aluno ao invés da razão professor/aluno, pois no caso de municípios que contratassem maior número de professores, mas com carga horária reduzida, este indicador seria superestimado. Desta forma, o uso alternativo do número de horas trabalhadas é uma forma de padronizar a variável. Tal como anteriormente, para o caso dos municípios sem informações disponibilizadas, empregou-se a média dos demais municípios do Estado. A construção e a fonte das demais variáveis utilizadas são apresentadas na Tabela 1.

Para fundamentar as decisões metodológicas referentes à definição de vizinhança, implícitas na construção das matrizes de pesos espaciais, testa-se inicialmente a aderência dos resultados a diferentes especificações de vizinhança entre os municípios, optando pela matriz de quatro vizinhos, sendo aquela que melhor se adéqua ao comportamento verificado nos dados.

Tabela 1 - Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
Remuneração	Logaritmo da remuneração média dos professores da rede municipal de ensino, padronizado para 40 horas semanais, em reais ¹	Inep (2017).
Horas/Aluno	Razão entre o total de horas trabalhadas pelos docentes da rede municipal e o número de alunos ¹	Inep (2017) e Censo Escolar 2014.
Idade	Idade média dos docentes no município	Censo Escolar 2014.
Mulher	Proporção de mulheres entre os docentes do município.	Censo Escolar 2014.
Superior	Proporção de docentes com ensino superior completo no município.	Censo Escolar 2014.
Concursado	Proporção de docentes na categoria concursado/efetivo/estável no município	Censo Escolar 2014.
PIBPC	Logaritmo do produto interno bruto municipal dividido pela estimativa da população em 2014.	SIDRA/IBGE.
Firjan	Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal de 2014, na categoria Emprego & Renda.	Firjan (2018).
Médio Completo	Proporção da população com mais de 18 anos no município com ensino médio completo ² .	Censo Demográfico 2010

Notas:

1 Para os municípios sem informações disponíveis utilizou-se o valor médio dos municípios do Estado.

2 Para os municípios emancipados após 2010, utilizou-se o valor do município ao qual foi emancipado.

Fonte: Elaboração própria.

São testadas, ao todo, as seguintes especificações de matrizes de pesos espaciais, de acordo com as diferentes definições de vizinhança: quatro, cinco, sete e dez municípios mais próximos do município de referência; municípios localizados dentro de um raio de 400 km do município de referência; matriz de distância inversa; e matriz de contiguidade do tipo rainha de primeira ordem.

A metodologia proposta neste estudo parte da análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que busca averiguar a existência de uma relação espacial na variável de interesse. Para tanto, são utilizados o coeficiente de correlação espacial I de Moran e a análise de clusters, construído a partir de um mapa representando conjuntamente as regiões Sul e Sudeste do Brasil, indicando as aglomerações espaciais existentes em relação à remuneração dos professores nos municípios destas regiões. Posteriormente serão testadas diferentes especificações econométricas, explorando as possíveis formas de interação

espacial da variável de interesse entre os municípios, conforme os modelos definidos na seção anterior.

5. Resultados

5.1. Análise exploratória dos dados

O primeiro passo na avaliação espacial da remuneração docente consiste em determinar o melhor conceito de vizinhança, a partir das diferentes definições apontadas anteriormente e, em seguida, encontrar evidências de que, de fato, tal relação espacial existe e é significativa. Para tanto, a Tabela 2 apresenta diversos resultados para o cálculo do coeficiente de correlação espacial I de Moran, que pode ser interpretado como o coeficiente angular desta dispersão, e também como um indicador de autocorrelação espacial de primeira ordem (ALMEIDA, 2012), diferenciados segundo as matrizes de pesos espaciais adotadas.

Tabela 2 - Correlação espacial I de Moran para o logaritmo da remuneração docente, municípios das regiões Sul e Sudeste do Brasil, 2014

Matriz	I de Moran	Valor-p
Rainha	0,319	0,001
Quatro vizinhos	0,333	0,001
Cinco vizinhos	0,324	0,001
Sete vizinhos	0,307	0,001
Dez vizinhos	0,300	0,001
Distância 400 km	0,141	0,001
Distância inversa	0,092	0,001

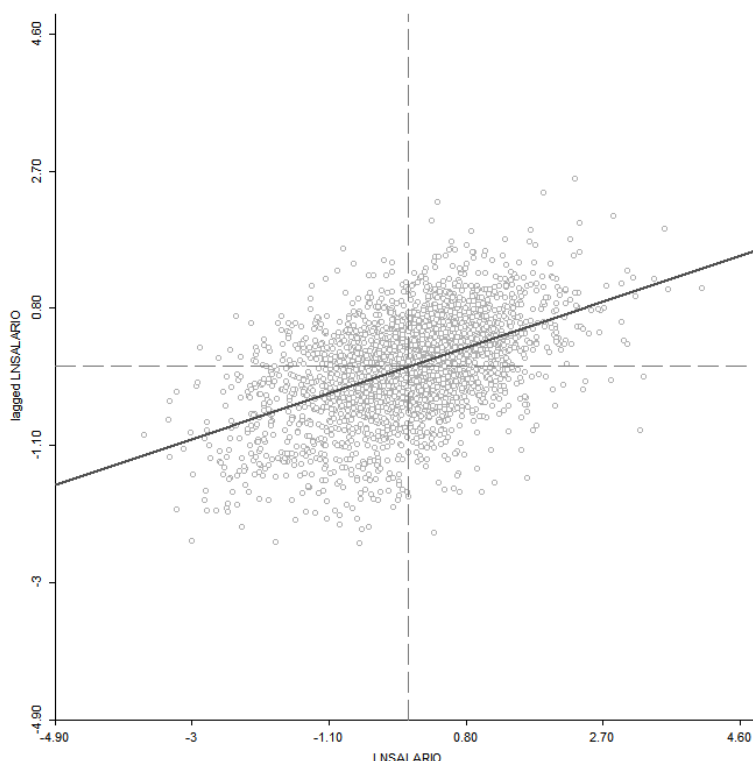
Fonte: Elaboração própria, com dados do Inep (2017).

Verifica-se que, independente do conceito de vizinhança adotado, os valores calculados do I de Moran são todos estatisticamente significativos. Esses resultados, portanto, fortalecem a hipótese da existência de dependência espacial da remuneração docente entre os municípios do Sul e Sudeste brasileiro. Ademais, entre as possibilidades testadas, aquela que apresentou a melhor aderência aos dados foi a matriz de quatro vizinhos, cujo valor da estatística I de Moran é de 0,333. Esta será, portanto, a matriz utilizada no restante do estudo.

Em sequência, a Figura 1 mostra o diagrama de dispersão do logaritmo da remuneração docente padronizada em função dos valores espacialmente defasados desta variável, construídos a partir da matriz de pesos tipo quatro vizinhos. Em linhas gerais, a Figura 1 apresenta uma clara relação positiva entre os dados utilizados, reforçando os indicativos da dependência espacial da variável de interesse.

Com base no diagrama de dispersão de Moran, juntamente com os índices de I de Moran local é possível também construir o mapa de clusters, que permite a verificação visual de associações espaciais a respeito do tema estudado. O indicador de I de Moran local, proposto por Anselin (1995), captura padrões locais de associação linear, identificando a formação de clusters espaciais estatisticamente significantes. O mapa de cluster é apresentado na Figura 2.

Figura 1 - Diagrama de dispersão de Moran do logaritmo da remuneração docente, municípios das regiões Sul e Sudeste do Brasil, 2014



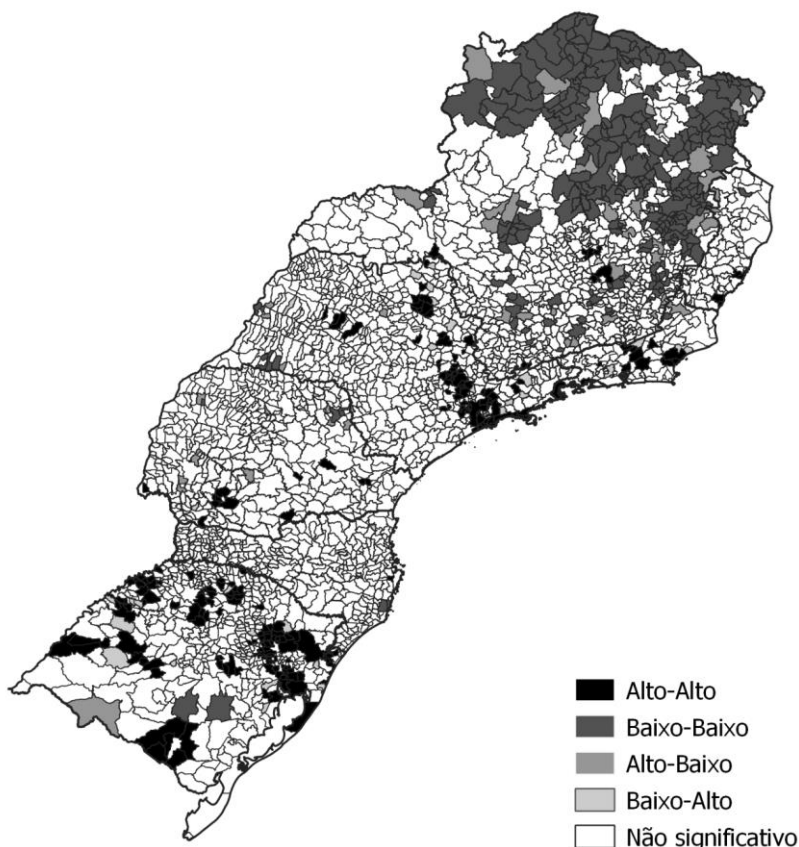
Fonte: Elaboração própria, com dados do Inep (2017).

A partir da visualização da Figura 2 surge novamente uma evidente associação espacial, especialmente em relação ao cluster de baixa remuneração, englobando uma parcela expressiva de Minas Gerais (aproximadamente 30% dos municípios do estado), especialmente nas mesorregiões do Norte de Minas, Jequitinhonha, Vale do Rio Doce e Vale do Mucuri, nas quais mais de 60% dos municípios destas áreas compõem clusters de baixa remuneração.

Os resultados são geograficamente mais dispersos em relação à formação de clusters de remuneração alta. Verifica-se uma maior concentração de clusters nos estados de São

Paulo, Rio de Janeiro e, principalmente, Rio Grande do Sul, onde aproximadamente 24% dos municípios no Estado fazem partes de clusters de remuneração alta.

Figura 2 - Mapa de clusters da remuneração docente, municípios das regiões Sul e Sudeste do Brasil, 2014



Fonte: Elaboração própria, com dados do Inep (2017).

Entre as mesorregiões, o destaque é a metropolitana de São Paulo, que engloba 58% de seus 45 municípios no cluster de alta remuneração. Entre as maiores microrregiões destacam-se Santos (composta por seis municípios) e Guarulhos (três municípios), com 100% de seus municípios pertencentes ao cluster de alta remuneração, Caxias do Sul, com 89% de seus 19 municípios, Campinas, com 75% do total de 16 municípios e Porto Alegre, contendo 73% de seus 22 municípios. É do município de Porto Alegre também a maior remuneração média dos docentes (R\$ 10.947,15).

Portanto, de um modo geral, os resultados preliminares apontam para a existência da correlação espacial da remuneração docente. No entanto, antes de prosseguir para a estimação dos modelos econométricos espaciais, resta verificar se esta dependência é mantida mesmo após o controle das características observáveis dos professores e dos municípios em que trabalham.

Esta etapa é realizada por meio do modelo tradicional de mínimos quadrados ordinários. A Tabela 3 apresenta os resultados desta especificação. Todas as variáveis incluídas do modelo são estatisticamente significativas ao nível de significância de 1%, com exceção do índice Firjan de Desenvolvimento Municipal de Renda & Trabalho. Além disso, o modelo apresenta um ajuste razoavelmente alto ($R^2 = 0,53$).

Tabela 3 - Remuneração docente, estimado por mínimos quadrados ordinários, municípios das regiões Sul e Sudeste do Brasil, 2014

Variável	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	62,125 *	0,133
Horas/Aluno	-0,233 *	0,006
Idade	0,007 *	0,002
Mulher	-0,636 *	0,082
Superior	0,268 *	0,036
Concursado	0,181 *	0,025
LnPIBPC	0,198 *	0,010
Firjan	0,007	0,051
Médio completo	0,304 *	0,068
R²	0,531	
F	402,88 *	
I de Moran (resíduos) Rainha	0,186 *	
I de Moran (resíduos) Quatro vizinhos	0,205 *	
I de Moran (resíduos) Cinco vizinhos	0,196 *	
I de Moran (resíduos) Sete Vizinhos	0,184 *	
I de Moran (resíduos) Dez vizinhos	0,175 *	
I de Moran (resíduos) Distância 400 km	0,082 *	
I de Moran (resíduos) Distância Inversa	0,061 *	
Multiplicador de Lagrange (lag)	215,80 *	
ML Robusto (lag)	9,450 *	
Multiplicador de Lagrange (erro)	282,09 *	
ML Robusto (erro)	75,75 *	
Multiplicador de Lagrange (SARMA)	291,55 *	

Nota: * p < 0,01.

Fonte: Elaboração própria

De qualquer forma, os resultados de maior interesse no modelo de mínimos quadrados ordinários são os diagnósticos de dependência espacial, apresentados ao final da Tabela 3. Primeiramente, os coeficientes de I de Moran calculados para os resíduos da regressão são todos estatisticamente significativo ($p < 0,01$), independentemente da matriz de pesos espaciais testada, indicando que a dependência espacial permanece presente no modelo mesmo após a inclusão das variáveis de controle. Ademais, verifica-se que mais uma vez a matriz de quatro vizinhos se adéqua aos dados de forma mais satisfatória, reforçando sua escolha no estudo.

Os testes dos Multiplicadores de Lagrange, calculados a partir da matriz de quatro vizinhos, também são todos significativos, mesmo em suas versões robustas. Os valores mais elevados destes testes para as especificações de erro sugerem que os valores do termo de erro defasados no espaço devem ser incorporados ao modelo principal. No entanto, considerando que os testes de Multiplicadores de Lagrange também se mostram estatisticamente significativos para as especificações de lag espacial e SARMA, todas as possibilidades consideradas por Greenbaum (2002) para descrever a dependência espacial da remuneração docente serão esgotadas.

Assim, a Tabela 4 apresenta as estimativas para os modelos SAR, SEM e SAC. Novamente, em todos os modelos apresentados, os parâmetros previamente incluídos são estatisticamente significativos ao nível de 1%, com exceção ao Índice Firjan. Ademais, os parâmetros estimados mostram-se ainda bastante estáveis quanto à sua magnitude nos diferentes modelos testados.

Tabela 4 - Remuneração docente, modelos SAR, SEM e SAC, municípios das regiões Sul e Sudeste do Brasil, 2014

Variável	SAR		SEM		SAC	
	Coef.	E. P.	Coef.	E. P.	Coef.	E. P.
Constante	4,415 *	0,178	6,380 *	0,140	6,991 *	0,314
Horas/Aluno	-0,226 *	0,006	-0,246 *	0,006	-0,246 *	0,006
Idade	0,009 *	0,002	0,012 *	0,002	0,012 *	0,002
Mulher	-0,547 *	0,078	-0,426 *	0,083	-0,400 *	0,083
Superior	0,241 *	0,034	0,234 *	0,037	0,229 *	0,037
Concursado	0,114 *	0,024	0,114 *	0,025	0,111 *	0,026
LnPIBPC	0,152 *	0,010	0,150 *	0,010	0,146 *	0,011
Firjan	0,028	0,049	0,052	0,049	0,053	0,049
Médio Completo	0,221 *	0,065	0,350 *	0,072	0,365 *	0,073
ρ	0,277 *	0,019			-0,079 **	0,038
λ			0,412 *	0,023	0,482 *	0,034
LR test	196,18 *		263,46 *		265,18 *	
Log likelihood	131,46		165,10		165,96	
AIC	-240,93		-308,20		-307,92	

Nota: * $p < 0,01$; ** $p < 0,05$.

Fonte: Elaboração própria.

Em relação ao parâmetro que captura a dependência especial da variável dependente no modelo SAR, os resultados mostram que um aumento em 1% na remuneração média docente nos municípios vizinhos provoca, tudo o mais constante, o aumento em aproximadamente 0,28% na remuneração média docente no município referencial, sendo este valor estatisticamente significativo.

Quanto ao modelo SEM, os resultados revelam que alterações positivas na magnitude de 1% em fatores não observados nos municípios vizinhos causam o aumento da remuneração docente em 0,41%. Considerando a influência conjunta dessas possibilidades, expressas no modelo SAC, o parâmetro ρ altera-se de forma expressiva, passando a ser negativo, mantendo sua significância estatística ao nível de 5%. Trata-se, portanto, de um resultado de difícil justificativa sob o ponto de vista teórico. Já o parâmetro λ mostra-se mais consistente, mantendo o mesmo sinal, significância e semelhante magnitude em comparação com o modelo SEM.

Entretanto, os modelos apresentados podem ainda ser inconsistentes, pois não consideram a possível influência que as variáveis exógenas dos municípios vizinhos exercem sobre a remuneração docente municipal, de tal forma que os parâmetros das regressões não estão corretamente estimados, pois sofrem a interferência dos efeitos espaciais das demais variáveis consideradas. Por isso, os modelos são reestimados, incorporando explicitamente as variáveis exógenas espacialmente defasadas. Os resultados desse exercício são visualizados na Tabela 5, a partir dos modelos SLX, SDM e SDEM. Para fins de apresentação, os resultados relativos a essas variáveis são precedidos da letra *W*.

Em comparação com os modelos anteriores, os novos modelos estimados ainda se mostram robustos após a inclusão de novas variáveis, com baixa variação na magnitude dos parâmetros, e significância estatística inalterada, de modo que os resultados previamente encontrados permanecem válidos. Conclui-se assim que a não inclusão prévia dessas variáveis não aparenta viesar as estimativas originais. Destaca-se, no entanto, que a maior parte das novas variáveis também apresenta significância estatística, com exceção à defasagem espacial da proporção da população com ensino médio completo, e contribuem dessa forma na determinação da remuneração municipal docente.

O efeito da maior parte das variáveis exógenas espacialmente defasadas reforça o impacto inicial da variável em nível municipal, como é, por exemplo, o caso da proporção de mulheres entre os professores e a proporção de docentes concursados. Porém, este padrão não é observado no caso da razão horas/aluno, cujo efeito negativo no município é contrabalanceado com um efeito positivo dessa variável nos municípios vizinhos; e na idade média docente, em que se observam efeitos positivos da variável no município e efeitos negativos da mesma entre os municípios vizinhos. É digno de nota também que, embora o índice Firjan municipal não seja uma variável estatisticamente significativa, sua defasagem espacial o é, ao nível de significância de 5%.

Tabela 5 - Remuneração docente, modelos SLX, SDM e SDEM, municípios das regiões Sul e Sudeste do Brasil, 2014

Variável	SLX		SDM		SDEM	
	Coef.	E. P.	Coef.	E. P.	Coef.	E. P.
Constante	6,285 *	0,207	4,194 *	0,248	6,181 *	0,268
Horas/Aluno	-0,243 *	0,0067	-0,247 *	0,006	-0,242 *	0,006
Idade	0,013 *	0,002	0,014 *	0,002	0,012 *	0,002
Mulher	-0,447 *	0,087	-0,390 *	0,083	-0,449 *	0,082
Superior	0,232 *	0,039	0,225 *	0,037	0,235 *	0,036
Concursado	0,102 *	0,027	0,085 *	0,026	0,104 *	0,025
LnPIBPC	0,128 *	0,012	0,118 *	0,011	0,132 *	0,011
Firjan	0,040	0,051	0,056	0,049	0,041	0,049
Médio Completo	0,287 *	0,078	0,294 *	0,075	0,282 *	0,072
W. Horas/Aluno	0,052 *	0,012	0,118 *	0,012	0,042 *	0,013
W. Idade	-0,017 *	0,003	-0,017 *	0,003	-0,014 *	0,003
W. Mulher	-0,841 *	0,141	-0,471 *	0,136	-0,663 *	0,156
W. Superior	0,157 **	0,061	0,035	0,059	0,121 ***	0,067
W. Concursado	0,225 *	0,041	0,128 *	0,040	0,176 *	0,045
W. LnPIBPC	0,154 *	0,018	0,073 *	0,018	0,140 *	0,019
W. Firjan	-0,190 **	0,093	-0,183 **	0,089	-0,211 **	0,102
W. Médio Completo	-0,148	0,116	-0,169	0,111	-0,045	0,126
ρ			0,332 *	0,024		
λ					0,323 *	0,025
F	232,40 *					
LR test			185,82 *		163,03 *	
Log likelihood			240,76		229,36	
AIC	-259,69		-443,51		-420,73	

Nota: * $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,1$.

Fonte: Elaboração própria

Após a apresentação dos resultados, resta ainda determinar se os modelos adotados conseguem lidar com o problema detectado de correlação espacial na remuneração docente entre os municípios. Para tanto, a Tabela 6 apresenta o resultado da estatística I de Moran calculada para o resíduo das regressões utilizadas. Com exceção dos modelos SAR e SLX, todos os demais foram capazes de corrigir o problema, considerando o valor-p das estatísticas.

Tabela 6 - Correlação espacial I de Moran para os resíduos da remuneração docente, municípios das regiões Sul e Sudeste do Brasil, 2014

Modelo	I de Moran	Valor-p	AIC
SAR	0,049	0,001	-240,93
SEM	-0,025	0,982	-308,20
SAC	-0,029	0,992	-307,92
SLX	0,168	0,001	-259,69
SDM	-0,022	0,964	-443,51
SDEM	-0,011	0,819	-420,73

Fonte: Elaboração própria.

Finalmente, resta também selecionar, entre os modelos aptos a corrigir a correlação espacial, aquele que apresenta os melhores resultados, para ser utilizado com linha de base no restante do estudo. Para isso, a Tabela 6 inclui, em sua última coluna, os valores calculados do critério de informação de Akaike (AIC), que auxilia essa tomada de decisão. De acordo com a estatística AIC, o melhor modelo, dentre os estimados, é o *Spatial Durbin Model*. Ademais, esse modelo poderia ser considerado uma escolha mais segura, pois, como mostram Floch e Saout (2018), o modelo SDM não é viesado mesmo na presença do termo de erro espacialmente defasado, sendo, portanto, mais robusto frente a um possível viés de especificação.

6. Discussão

Agora que a devida forma de correlação espacial foi determinada e o modelo parece estar corretamente ajustado, prossegue-se para a discussão sucinta dos resultados relativos aos demais parâmetros encontrados na análise. Os resultados, de um modo geral, estão de acordo com o esperado e seguem a tendência dos resultados encontrados na literatura internacional que abordam a remuneração docente sob uma perspectiva espacial.

A razão horas/aluno apresenta um efeito negativo na remuneração; segundo Wagner e Porter (2000) a razão professor/aluno reflete as condições de trabalho para o docente. Desta forma, uma baixa razão professor/aluno (ou, de modo semelhante, horas/aluno) é um indicativo de condições de trabalho mais precárias, e deve ser compensada por um maior nível salarial. Resultado semelhante é encontrado em Winters (2001). Já o fato dessa variável espacialmente defasada apresentar efeitos positivos, pode estar relacionado a um padrão de concorrência entre municípios vizinhos para retenção dos docentes.

Municípios com maior idade média dos docentes também tendem a pagar maiores remunerações. Isso demonstra que experiência e progressão na carreira são fatores positivos para a carreira docente. Já o maior percentual de docentes do sexo feminino está associado a pagamentos inferiores. Dado que se trata da carreira no setor público, neste caso, torna-se mais difícil estabelecer uma relação causal de discriminação no mercado de trabalho. Uma possível explicação para este resultado é que a carreira docente no Brasil é tipicamente associada ao sexo feminino (em média, as mulheres correspondem a 92% dos docentes nos municípios avaliados), portanto, um maior nível de remuneração deve ser

ofertado pelo município para que haja o interesse de trabalhadores homens em ingressar na carreira docente.

O retorno positivo do capital humano também é evidenciado entre os professores. Municípios com maior número relativo de docentes com ensino superior completo são também, em geral, aqueles que pagam as maiores remunerações. Igualmente, municípios com maior número de docentes com contrato de trabalho estável também pagam maiores remunerações em comparação com municípios com maior quantidade de professores temporário ou sob outros regimes trabalhistas.

Em relação às características dos municípios, o efeito da renda per capita encontrado é positivo. Não há na literatura um consenso a respeito deste resultado. Como explica Fowles (2016), a renda per capita pode medir dois efeitos: o primeiro deles é a riqueza local, de forma que, sendo a educação um bem normal, maiores rendas implicariam em maior demanda por educação, e conseqüentemente, maiores salários; a renda per capita também pode ser uma *proxy* do custo de oportunidade para os professores no mercado de trabalho local em relação a ocupações alternativas. Para atração de bons professores, portanto, seria necessário oferecer maiores remunerações. Winters (2011), de fato, encontra evidências do segundo argumento. Ainda assim, Fowles (2016) não encontra significância estatística nesta variável, tal como Wagner e Porter (2000). Greenbaum (2002) encontra até mesmo uma relação negativa entre o nível de renda local e a remuneração dos docentes.

O índice Firjan de Trabalho & Renda, empregado aqui como uma *proxy* das características locais do mercado de trabalho foi a única variável relativa aos municípios não significativa em todas as especificações do trabalho. Apesar disso, o resultado parece estar de acordo com os demais trabalhos da literatura. Para Greenbaum (2002) e Winters (2011), o desemprego na região não afeta a remuneração dos professores. Possivelmente, a educação é um setor que possui uma demanda relativamente constante ao longo do tempo e, portanto, menos sujeita a choques adversos do mercado de trabalho. Para o caso específico da educação municipal no Brasil, existe também uma grande influência da estabilidade no trabalho de uma parcela significativa dos docentes. Por outro lado, o fato de o índice Firjan espacialmente defasado mostrar-se estatisticamente significativo e com impacto negativo sobre a remuneração municipal possivelmente reflete as melhores condições do mercado de trabalho dos municípios vizinhos.

Finalmente, a educação média da população é vista como um indicador da demanda por educação em determinada localidade (WAGNER; PORTER, 2000). Portanto, assim como o esperado, a porcentagem da população com ensino médio completo no município exerce influência positiva no valor da remuneração dos professores.

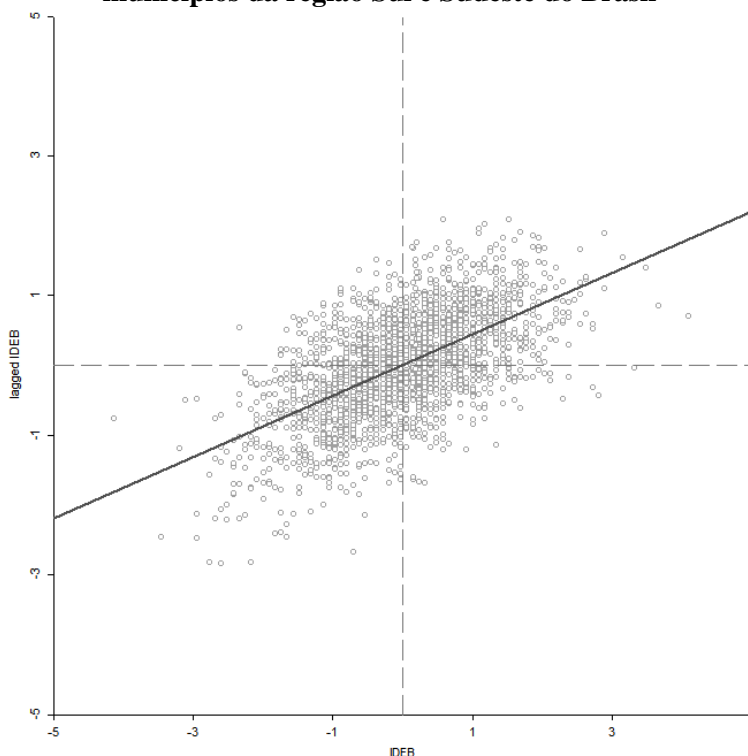
6.1. A dependência espacial da remuneração docente e o desempenho educacional

Após a análise detalhada da dependência espacial da remuneração dos docentes, resta averiguar se esta relação se estende também ao desempenho escolar nos municípios.

Isto é feito com os dados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), fornecidos pelo Inep.

Optou-se por utilizar as notas do Ideb dos anos iniciais do ensino fundamental das escolas públicas de cada município, não somente das escolas municipais, devido ao maior número de municípios com dados disponíveis. Além disso, foi utilizada a média aritmética das notas dos anos 2013 e 2015, mantendo-se ainda os municípios com nota em somente um dos anos. Ainda assim, o estado do Rio Grande do Sul foi removido desta etapa, pois mesmo após as simplificações, aproximadamente 20% dos municípios do estado não possuíam dados disponíveis.

Figura 3 - Diagrama de dispersão de Moran das notas do Ideb 2013-2015, municípios da região Sul e Sudeste do Brasil



Fonte: Elaboração própria.

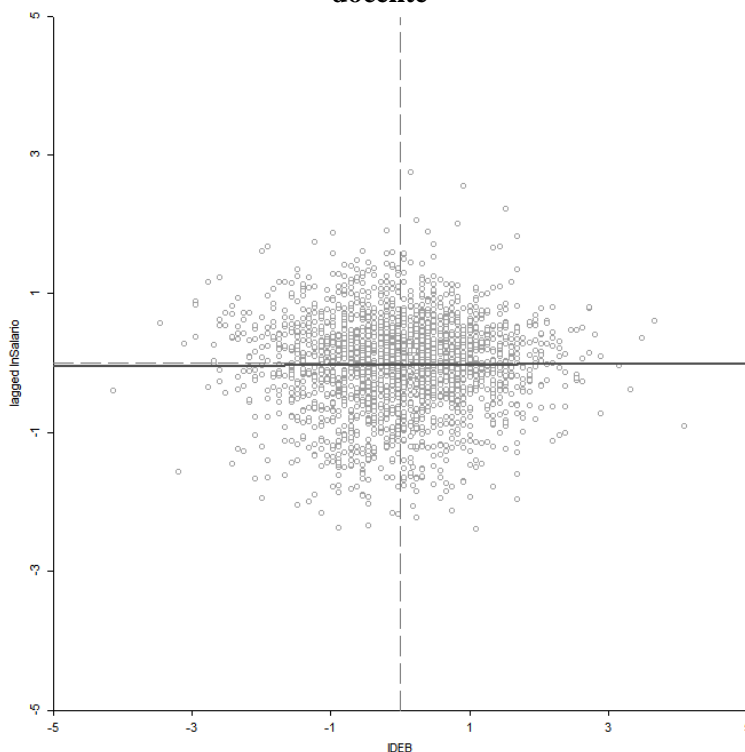
Ao final, restaram 2.361 municípios da região Sudeste e dos estados do Paraná e de Santa Catarina. Deste total, 36 municípios não tiveram a nota do Ideb divulgada e, portanto, foram consideradas as nota média dos demais municípios do mesmo estado.

O diagrama de dispersão de Moran das notas do Ideb é apresentado na Figura 3. Observa-se uma correlação espacial ainda mais forte do desempenho educacional, quando

comparada com a remuneração docente (índice I de Moran = 0,44). Existem, portanto, indicativos de que a qualidade educacional de um município exerce influência sobre a qualidade da educação em municípios vizinhos.

Já a Figura 4 mostra o diagrama de dispersão bivariado, relacionando a nota do Ideb de um município com remuneração dos professores em municípios vizinhos. Contrário aos resultados anteriores, a análise bivariada não mostra nenhuma relação espacial significativa (I de Moran = 0,005) entre as variáveis em conjunto, ainda que, individualmente, ambas possuam uma clara dependência espacial. Em outras palavras, a qualidade da educação em um município não sofre influência da remuneração paga aos professores de municípios vizinhos.

Figura 4 - Diagrama de dispersão de Moran bivariado: notas do Ideb e remuneração docente



Fonte: Elaboração própria.

Além disso, a ausência de relação entre estas variáveis se manifesta também intramunicípios. O coeficiente de correlação de Pearson entre o logaritmo da remuneração docente no município com a nota Ideb do mesmo município é de apenas 0,067.

Considerações finais

Este trabalho buscou contribuir com a literatura da remuneração docente ao verificar a influência dos municípios vizinhos como um fator significativo na determinação da remuneração. O estudo encontrou, de fato, uma forte influência espacial, atuando tanto por meio da remuneração defasada no espaço quanto pelo efeito das variáveis independentes dos municípios vizinhos. O modelo com melhor ajuste aos dados mostrou que aumentos de 1% da remuneração docente em municípios vizinhos implicavam em aumentos de 0,3316% na remuneração do município de referência.

Quanto às demais variáveis tradicionalmente utilizadas em estimações de remuneração, a maior parte delas esteve de acordo com o esperado na literatura, bem como manteve a robustez e significância estatística, mesmo após a incorporação das influências espaciais das variáveis dependente e independentes.

Em relação à distribuição espacial dos dados, foram detectados clusters de baixa remuneração concentrados ao longo dos municípios de Minas Gerais, e clusters de alta remuneração, dispersos no restante das regiões Sul e Sudeste, especialmente no estado do Rio Grande do Sul.

Quando confrontando estes resultados com a qualidade da educação, medida por meio das notas do Ideb, o trabalho revelou que, embora isoladamente ambas as variáveis apresentem uma forte dependência espacial, quando analisadas de forma bivariada, as variáveis não mantêm nenhuma correlação espacial entre si.

Desta forma, espera-se que trabalhos futuros possam dar continuidade à análise desta relação bivariada, realizada no presente trabalho de forma estritamente exploratória, buscando repostas para a ausência de relação (seja ela espacial ou não) entre a remuneração dos docentes e o desempenho educacional, e avaliando as formas pelas quais a remuneração possa contribuir positivamente com a qualidade da educação municipal e gerar spillovers regionais em educação de qualidade.

Referências

ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Alínea, 2012.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association—LISA. **Geographical analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>

BABCOCK, L. ENGBERG, J.; GREENBAUM, R. Wage spillovers in public sector contract negotiations: the importance of social comparisons. **Regional Science and Urban Economics**. v. 35, p. 395- 416, 2005.

DOI: <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2004.05.001>

BRASIL. **Emenda constitucional nº 14, de 12 de setembro de 1996**. Brasília, DF, 1996a.

BRASIL. **Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996**. Brasília, DF, 1996b.

BRASIL. **Emenda Constitucional nº 53, de 19 de dezembro de 2006**. Brasília, DF, 2006.

BRASIL. **Lei nº 11.494, de 20 de junho de 2007**. Brasília, DF, 2007.

BRASIL. **Lei nº 11.738, de 16 de julho de 2008**. Brasília, DF, 2008.

CHASCO, C. GeoDaSpace: a resource for teaching spatial regression models. **Rect@**, n. 4, p. 119, 2013.

FERNANDES, M. D. E.; BENINI, E. G.; GOUVEIA, A. B. Remuneração de professores no Brasil: um olhar da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). **Educação e Pesquisa**. v. 44, p.339- 356, 2012.

DOI: <https://doi.org/10.1590/S1517-97022012000200005>

FERNANDES, M. D. E.; BENINI, E. G.; DIAS, B. M.; SAUER, L. Remuneração de professores de educação básica nos setores público e privado na esfera municipal. **Educação e Pesquisa**. v. 44, p.161- 204, 2018.

DOI: <https://doi.org/10.1590/s1678-4634201706161233>

FLOCH, J. M.; SAOUT, R. L. Spatial econometrics - common models. In: LOONIS, V. **Handbook of Spatial Analysis: Theory and Application with R**. Insee Méthodes n. 131, 2018.

FOWLES, J. Salaries in space: The spatial dimensions of teacher compensation. **Public Finance Review**, v. 44, n. 4, p. 523-548, 2016.

DOI: <https://doi.org/10.1177/1091142115574898>

GHOSH, S. Strategic interaction among public school districts: Evidence of spatial interdependence in school inputs. **Economics of Education Review**. v.29, p.440-450, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2009.10.001>

GREENBAUM, R. T. A spatial study of teachers' salaries in Pennsylvania school districts. **Journal of Labor Research**, v. 23, n. 1, p. 69-86, 2002.

DOI: <https://doi.org/10.1007/s12122-002-1019-1>

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **A remuneração média dos docentes em exercício na educação básica: pareamento das bases de dado do Censo da Educação Básica e da RAIS**. Brasília, 2017.

MILLIMET, D. L; RANGAPRASAD, V. Strategic competition among public schools. **Regional Science and Urban Economics**. v. 37, p. 199- 219, 2007.

DOI: <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2006.08.006>

RIO DE JANEIRO. Prefeitura Municipal. **Edital n. 20, de 22 de junho de 2014.**

RIO GRANDE. Prefeitura Municipal. **Edital n. 02, de 06 de setembro de 2014.**

WAGNER, G. A.; PORTER, T. S. Location effects and the determination of beginning teacher salaries: evidence from Ohio. **Education Economics**, v. 8, n. 2, p. 109-127, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1080/096452900410695>

WINTERS, J. V. Teacher salaries and teacher unions: A spatial econometric approach. **ILR Review**, v. 64, n. 4, p. 747-764, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1177/001979391106400406>