



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ  
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO**

**LAURA CALVI GOMES**

**DOIS ENSAIOS SOBRE A QUALIDADE DA EDUCAÇÃO E  
CRESCIMENTO REGIONAL NO BRASIL**

**CURITIBA – PR  
MARÇO DE 2017**

LAURA CALVI GOMES

**DOIS ENSAIOS SOBRE A QUALIDADE DA EDUCAÇÃO E  
CRESCIMENTO REGIONAL NO BRASIL**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Faculdade de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Paraná, como requisito para obtenção do título Mestre em Desenvolvimento Econômico.

**Orientador:** Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse

**Bolsa:** CAPES

CURITIBA – PR  
MARÇO DE 2017



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ  
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO  
Setor CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
Programa de Pós-Graduação DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

## TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da dissertação de Mestrado de **LAURA CALVI GOMES** intitulada: **Dois Ensaios sobre Qualidade da Educação e Crescimento Regional no Brasil**, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO.

Curitiba, 29 de Março de 2017.

ALEXANDRE ALVES PORSSE  
Presidente da Banca Examinadora (UFPR)

RAQUEL RANGEL DE MEIRELES GUIMARÃES  
Avaliador Interno (UFPR)

KÊNIA BARREIRO DE SOUZA  
Avaliador Externo (UFPR)

Dedico este trabalho aos meus pais, Heliomar e Jesuina e a todos aqueles que me apoiam nessa jornada.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus por me permitir chegar até aqui, aos meus pais, Heliomar e Jesuina, pelo amor incondicional, apoio psicológico e financeiro durante toda a minha vida, sendo eles minha principal motivação e razão para nunca desistir dos meus sonhos. Agradeço aos meus tios, primas pelo incentivo, mesmo à distância. Sou grata eternamente ao Carlos Eduardo pelo carinho e paciência comigo durante o processo de confecção desta dissertação e à Mara Moritz, por ter sido uma segunda mãe para mim e por ter me dado um lar em Curitiba. Ao amigo Allan Marcelo, por me aturar nesse período de mestrado. A todos amigos, conhecidos que estiveram ao meu lado, fisicamente ou não, do Espírito Santo, da Universidade Federal de Viçosa, em Minas Gerais e os novos do Paraná. Agradeço a companhia e parceria dos colegas do PPGDE, da minha sala e de anos anteriores ou posteriores, dentre eles Levy Moraes, José Maltaca, Ronald Wegner Neto, Ariel Letti, Mariel Gruppi, Dayane Rocha, Alessandra Dodl, Hugo Carcanholo, Leonardo Cardoso, Amanda Schuntzemberg, Nayara Julião, Karina Sass, Leonardo Pires, Ângelo Zortea, Daniel Fernandes, Tailiny Ventura, Lucas Casanoto, Julio Cateia, Lucas Lopes, Luis Guilherme Alho, Luis Gustavo, Mariana Atique, Caio Lopes, Gessica Diniza, Maríndia Brites, Luiz Neduziak, dentre outros.

Sou muito grata ao meu orientador, professor Dr. Alexandre Porsse, por sua paciência em me ensinar, sempre me incentivando a fazer o melhor e sendo um exemplo de retidão e profissional a ser seguido. Além dele, não posso deixar de agradecer aos professores que contribuíram para a minha formação ao longo da vida, e em especial aos do PPGDE: Raquel Guimarães, Terciane Sabadini, Fernando Motta, Maurício Bittencourt, Marcos Hasegawa, Armando Sampaio, João Basílio, Marcelo Curado, e a todos os membros da pós-graduação. Agradeço imensamente ao professor Felipe Almeida, pelos ótimos conselhos e caronas.

Sou grata também a todos os técnicos e servidores da UFPR, as secretárias do PPGDE e a todos que garantem o bom funcionamento da universidade. Agradeço a banca de professores presentes na defesa dessa dissertação, pelas correções e atenção dada.

Agradeço a bolsa de pesquisa da CAPES, pelo sustento financeiro neste período de mestrado. Enfim, todos aqueles que contribuíram para que hoje eu possa ser mestre em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná.

“A dificuldade real não reside nas novas ideias, mas em conseguir escapar das antigas.” — *John Maynard Keynes*

## RESUMO

O presente trabalho está dividido em dois ensaios, o primeiro contendo a parte teórica e o segundo, a empírica. Assim, este estudo investiga o papel da qualidade da educação básica sobre o PIB per capita para o ano de 2010, em diversos níveis territoriais para todo o Brasil: municipal, microrregional, mesorregional e estadual. O ponto de partida é um modelo OLS com dados cross-section para definição do PIB per capita, com variáveis explicativas de capital humano (aspectos quantitativos e qualitativos da educação), capital físico, infraestrutura, taxa de urbanização e densidade demográfica. Foram criadas duas especificações para este modelo: uma com e a outra sem a *proxy* da qualidade da educação fundamental: a nota média padronizada da Prova Brasil. Para examinar como a divisão territorial afeta essas variáveis, empregou-se as técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e de estimação de modelos espaciais. Foram estes: modelo de defasagem da variável dependente (SAR), defasagem do termo de erro (SEM), modelo Durbin espacial (SDM) e modelo de defasagem com erro espacial (SAC). Por meio do teste I-Moran, a dependência espacial foi detectada nos níveis de municípios, microrregiões e mesorregiões. A variável qualitativa da educação se mostrou positiva e significativa em todas as estimações, reduzindo o efeito das demais variáveis quando incorporada no modelo (especificação 2). Além disso, a hipótese de que quanto maior for o nível de agregação territorial, mais forte será o efeito da qualidade educacional sobre o PIB *per capita* foi verificada, entretanto o ganho mais expressivo é passando do nível de município para microrregião. Apesar de seu efeito positivo e significativo localmente, a variável qualitativa e as quantitativas do capital humano, quando defasadas espacialmente, se mostraram ora não significativas, ora com sinal negativo. Esse sinal contra intuitivo indica que os vizinhos não transbordam os benefícios de seu conhecimento ao local de referência, o que pode indicar concentração de conhecimento ou a presença de *spillovers* (transbordamentos) negativos, levantando a hipótese de migração para garantir o ganho esperado na renda. Reitera-se, pois, a necessidade de políticas públicas educacionais mais focalizadas espacialmente, levando em consideração as heterogeneidades presentes no subespaço brasileiro.

**Palavras-chave:** PIB per capita; Qualidade da Educação; Econometria Espacial; Subespaços brasileiros; *Spillovers*.

## ABSTRACT

This study is split in two essays, the first one englobes the theoretical part, and the second one, the empirical. Thus, this thesis investigates the role of basic education quality in GDP per capita in 2010, at various territorial levels for whole Brazil: municipal, microregional, meso-regional and state. The starting point is an OLS model with cross-section data for the GDP per capita's definition, with independent variables to human capital (quantitative and qualitative aspects of education), physical capital, infrastructure, urbanization rate and demographic density. Two specifications were created for this model: one with and the other without the proxy of the educational quality: the standardized average grade of "Prova Brasil". To examine how the territorial division affects these variables, we have used the techniques Exploratory Analysis of Spatial Data (EASD) and estimation of spatial models. These models were: Spatial Autoregressive Model (SAR), Spatial Error Model (SEM), Spatial Durbin Model (SDM) and Spatial Autoregressive Confused model (SAC). Through the I-Moran test, spatial dependence was detected at the levels of municipalities, microregions and mesoregions. The qualitative variable of education was positive and significant in every estimation, reducing the effect of the other variables when incorporated in the model (specification 2). In addition, the hypothesis that the higher the level of territorial aggregation, the stronger the effect of educational quality on GDP per capita was verified, however the most expressive gain is from the city level to microregion. Despite its positive and locally significant effect, the human capital's qualitative and quantitative variables, when spatially lagged, were sometimes non-significant, sometimes negative. This counter-intuitive signal indicates that neighbors do not overflow the benefits of their knowledge to the referent place, which may indicate concentration of knowledge or the negative spillovers' presence, raising the migration hypothesis to guarantee the expected income gain. It enforces the need for educational public policies, taking into account the heterogeneities present in the Brazilian subspace.

**Key-words:** GDP per capita; Educational Quality; Spatial Econometrics; Brazillian Subspaces; Spillovers.



## LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Taxa de distorção idade-série no Ensino Fundamental - Brasil e regiões .....	30
Figura 2- Taxa de distorção idade-séries no Ensino Médio - Brasil e regiões .....	30
Figura 3– Matrizes de Contiguidade: Queen, Bishop e Rook. ....	32
Figura 4- Diagrama de dispersão de Moran univariado .....	41
Figura 5 - Primeiros passos da estratégia específica-geral .....	45
Figura 6 – Passos complementares da estratégia específica-geral .....	46
Figura 7 - Atendimento de serviços coletivos urbanos nos municípios brasileiros (2010).....	52
Figura 8 - Mapa Quantílico da Nota Média Padronizada de Língua Portuguesa e Matemática da Prova Brasil de 2009 por município brasileiro .....	57
Figura 9 – Mapa Quantílico do PIB per capita linearizado para o ano de 2010 por município brasileiro .....	58
Figura 10- Diagramas de Dispersão de Moran para ln PIB per capita e ln Qualidade Educacional 2005 .....	61
Figura 11 - Mapa de Clusters LISA para PIB per capita municipal.....	62
Figura 12 - Mapa de Clusters LISA para a qualidade da educação básica.....	63
Figura 13 – Gráfico comparativo da evolução dos coeficientes da Qualidade Educacional para cada agregação territorial.....	95

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Tabela das estatísticas descritivas para os municípios .....	64
Tabela 2 - Diagnósticos de dependência espacial a nível municipal.....	65
Tabela 3 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para os municípios brasileiros.....	68
Tabela 4– Resultados dos Modelos para os municípios brasileiros (variável dependente: ln PIB per capita municipal) .....	69
Tabela 5 - Índice de Moran global univariado dos resíduos para os modelos na análise municipal .....	75
Tabela 6 – Tabela das estatísticas descritivas para as microrregiões .....	77
Tabela 7 – Diagnósticos de dependência espacial a nível microrregional .....	78
Tabela 8 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para as microrregiões brasileiras .....	78
Tabela 9 – Resultados dos Modelos para as microrregiões brasileiras (variável dependente: ln PIB per capita microrregional) .....	79
Tabela 10 - Índice de Moran global univariado dos resíduos para os modelos na análise microrregional .....	81
Tabela 11 – Tabela das estatísticas descritivas para as mesorregiões .....	84
Tabela 12 – Diagnósticos de dependência espacial a nível mesorregional .....	84
Tabela 13 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para as mesorregiões brasileiras.....	85
Tabela 14 – Resultados dos Modelos para as mesorregiões brasileiras (variável dependente: ln PIB per capita mesorregional) .....	85
Tabela 15 - Índice de Moran dos resíduos para os modelos na análise mesorregional.....	87
Tabela 16 – Tabela das estatísticas descritivas para as Unidades Federativas.....	90
Tabela 17 – Diagnósticos de dependência espacial a nível estadual.....	90
Tabela 18 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para as UFs.....	91
Tabela 19 – Resultados dos Modelos para as UFs (variável dependente: ln PIB per capita estadual).....	91
Tabela 20 - Índice de Moran dos resíduos para os modelos na análise estadual.....	93

## SUMÁRIO

<b>ENSAIO TEÓRICO (I) - RELAÇÃO ENTRE QUALIDADE DO ENSINO FUNDAMENTAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: ANÁLISES EM PERSPECTIVAS ESPACIAIS NO BRASIL .....</b>	<b>7</b>
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>7</b>
1.1 JUSTIFICATIVA DO TRABALHO E PROBLEMA DE PESQUISA .....	9
1.2 OBJETO E OBJETIVO DO TRABALHO .....	11
1.3 HIPÓTESE DO TRABALHO .....	11
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA.....</b>	<b>12</b>
2.1 O PAPEL DA EDUCAÇÃO NO CRESCIMENTO ECONÔMICO .....	12
2.2 MODELO TEÓRICO DE CRESCIMENTO ECONÔMICO ENDÓGENO .....	20
2.3 REVISÃO SOBRE ECONOMETRIA ESPACIAL APLICADA, CRESCIMENTO REGIONAL NO BRASIL E DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA EDUCAÇÃO .....	25
<b>3 METODOLOGIA E TRATAMENTO DOS DADOS.....</b>	<b>31</b>
3.1 MODELOS PARAMÉTRICOS PARA DEPENDÊNCIA ESPACIAL .....	33
3.1.1 Modelos SAR .....	34
3.1.2 Modelos SEM.....	36
<b>3.1.3 Modelos SAC.....</b>	<b>37</b>
3.1.4 Modelo de Durbin Espacial ou SDM .....	38
3.2 TESTES PARA DEPENDÊNCIA ESPACIAL .....	39
3.2.1 Estatística de Moran .....	39
3.2.2 Multiplicadores de Lagrange (LM) .....	42
3.3 PROCEDIMENTOS DE ESPECIFICAÇÃO DE MODELOS ESPACIAIS.....	43
3.4 MODELO EMPÍRICO DO PIB PER CAPITA .....	47
3.5 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS, FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS.....	48
<b>ENSAIO EMPÍRICO (II) - RELAÇÃO ENTRE QUALIDADE DO ENSINO FUNDAMENTAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O SUBESPAÇO BRASILEIRO.....</b>	<b>56</b>
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>56</b>
4.1 ANÁLISE A NÍVEL MUNICIPAL .....	57
4.2 ANÁLISE A NÍVEL MICRORREGIONAL .....	77
4.3 ANÁLISE A NÍVEL MESORREGIONAL .....	83
4.4 ANÁLISE A NÍVEL ESTADUAL .....	89
<b>5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>96</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>101</b>

## **ENSAIO TEÓRICO (I) - RELAÇÃO ENTRE QUALIDADE DO ENSINO FUNDAMENTAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: ANÁLISES EM PERSPECTIVAS ESPACIAIS NO BRASIL**

### **1. INTRODUÇÃO**

Primeiramente, faz-se necessário explicar que a presente dissertação se apresenta na forma de dois ensaios, sendo o primeiro teórico e o segundo empírico. O referencial teórico e a metodologia apresentados na primeira parte servirão de base para a realização dos testes empíricos na segunda. As referências bibliográficas, ao final, englobam os dois ensaios.

Esta primeira parte se preocupará em analisar teoricamente de que modo as variáveis PIB e educação, sobretudo sua qualidade, estão se relacionando. Para isso, serão feitas revisões empíricas e de literatura acerca do tema, também incluindo o componente espacial e explicando os métodos a serem utilizados para realizar o teste empírico e suas diferenças.

Posto isso, é preciso iniciar a discussão com a premissa de que a educação é um dos fatores mais relevantes para explicar diferenças de produtividade da força de trabalho. E, por isso, pode ser considerada um dos principais determinantes das disparidades de renda entre indivíduos (Mincer, 1974 e Oaxaca, 1973). Essa ideia sustenta-se numa infinidade de estudos microeconômicos na área de Economia do Trabalho e também tem sido amplamente estudada na literatura de crescimento econômico. Embora ainda não tão difundida na literatura que faz uso de econometria espacial, acredita-se que essa variável também tenha potencial para explicar e incrementar análises da área de economia regional e urbana.

Nesse sentido, Hanushek e Wosseman (2009) destacam que atualmente é natural assumir que investir em educação é uma maneira de garantir o desenvolvimento econômico dos países e que este é o caminho apontado pela maioria dos estudos sobre capital humano e desenvolvimento econômico das últimas décadas.

Em um sentido mais amplo, Albagli e Maciel (2003) baseados em Freeman (1991) e Newby (1992) acreditam que, admitindo-se a educação como elemento crucial para a inovação e aprendizado, as escolhas em determinada sociedade, serão, portanto, resultado de seu nível e qualidade educacional. Tais autores enfatizam que o papel da inovação e do aprendizado para a dinâmica econômica, não se traduz apenas por um somatório de técnicas e produtos disponíveis no mercado, mas também pela capacidade de a sociedade, através de suas organizações e instituições, empenhar-se nas escolhas mais adequadas dentre as

alternativas disponíveis e acessíveis, de modo a aplicar os recursos onde serão mais produtivos do ponto de vista social e econômico.

Barro e Lee (1996), por exemplo, criaram um vasto banco de dados sobre educação para 129 países em intervalos de cinco anos de 1960 a 1990. Nessa avaliação, os autores estimaram a escolaridade média da força de trabalho dessas nações a partir da distribuição da população por grupo de escolaridade: sem educação formal, primário incompleto, primário completo, primeiro ciclo do secundário, segundo ciclo do secundário, superior completo, superior incompleto. Entretanto, os autores não consideraram a qualidade do ensino em cada um dos países. Nesse caso, supõe-se que dois países com a mesma escolaridade média (anos de escolaridade) possuem a mesma “formação” educacional, em média. Um paralelo pode ser traçado também sobre modelos que não levam em consideração o componente espacial, considerando muitas vezes locais extremamente distintos como homogêneos.

Já outros trabalhos, como os de Zhang e Zhuang (2011) e o de Psacharopoulos (1994) corroboram com a ideia de que os níveis fundamentais de ensino importam mais para o crescimento econômico em países de baixa renda. Enquanto em nações com economias mais desenvolvidas, o nível superior tende a ser mais rentável.

Ademais, a literatura recente evidencia que a qualidade da educação recebida durante a infância é de extrema importância para determinar os ganhos futuros do indivíduo. O estudo de Borba (2007) mostra que o ensino fundamental é um espaço de apropriação e constituição pelas crianças de conhecimentos e habilidades no âmbito da linguagem, da cognição, dos valores e da sociabilidade. Impactando, assim, diretamente em suas habilidades cognitivas e desenvolvimento futuro.

A respeito do ensino primário, o Brasil vem conseguindo, nas três últimas décadas, aumentar significativamente seu nível de cobertura, almejando a universalização do acesso à educação<sup>1</sup>. Essa expansão do ensino fundamental é de grande valia também por geralmente representar uma redução nos indicadores de analfabetismo<sup>2</sup>, uma vez que é

---

<sup>1</sup> Andrade (2012) afirma que no Brasil, a oferta da educação alterou-se significativamente a partir dos anos 90. Houve a universalização do ensino fundamental, o crescimento do ensino médio e também do ensino superior, cujas matrículas triplicaram.

<sup>2</sup> De acordo com o Ministério da Educação (2013), o analfabetismo de jovens e adultos vem sendo reduzido no Brasil — passou de 11,5% em 2004 para 8,7% em 2012, na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad). Essa redução é ainda mais intensa no Norte e Nordeste, onde estão localizados os maiores índices de analfabetismo do país. Na faixa de 15 a 19 anos, a Pnad de 2012 registra taxa de analfabetismo de 1,2%, muito inferior à média geral, o que demonstra a efetividade das políticas em curso para a educação básica. Ao longo das duas últimas décadas, o Ministério da Educação vem tentando construir uma política sistêmica de enfrentamento do analfabetismo. Dentro desta proposta, pode-se citar os programas “Brasil Alfabetizado”, que

esperado que ao se completar, pelo menos o primeiro ciclo desse ensino (primeira à quarta série antigamente ou nos atuais moldes, primeiro ao quinto ano<sup>3</sup>), o indivíduo já esteja apto a ler e escrever. Em 2015, cerca de 52% da população brasileira de 25 anos ou mais de idade havia cursado pelo menos o ensino básico completo (incluindo os ciclos I e II, ou seja, do primeiro ao nono ano), de acordo com a PNAD (2015). Mesmo que este número ainda esteja longe do ideal, já representa um grande avanço quando comparado com esta mesma estatística para 1991 de acordo com o Atlas do Desenvolvimento: 27,9%.

Embora esse crescimento do tamanho do ensino primário seja essencial para o avanço da nação, é importante alertar, como faz Bergheim (2005), que apenas o aumento do número de matriculados em qualquer dos níveis de ensino não garante melhoria educacional. Essa constatação endossa a relevância de se estar atento à qualidade da educação. O autor destaca que no teste PISA de 2003, o Brasil aparece como um dos países com pior qualidade de aprendizado, reforçando a visão apresentada por Barros, Henriques e Mendonça (2002).

É reconhecido que já existem diversas possibilidades de se tentar mensurar o conceito subjetivo da qualidade do ensino, dentre elas as mais comumente utilizadas: por meio de avaliação de desempenho em provas aplicadas a alunos; por meio do número de publicações e patentes criadas, no caso do ensino superior; por meio da remuneração e escolaridade dos professores; por meio da razão professor/aluno; e por meio dos investimentos privados e públicos em educação e cultura, dentre outros. Entretanto, na maior parte das comparações, há escassez de dados que permitam esse tipo de enfoque. Tanto no âmbito temporal quanto no nível de agregação do território brasileiro, sendo este último um dos principais desafios da presente dissertação.

## 1.1 JUSTIFICATIVA DO TRABALHO E PROBLEMA DE PESQUISA

Acredita-se que a qualidade da educação possa auxiliar no entendimento das diferenças de rendimentos dos indivíduos e da desigualdade entre países e regiões. Em alguns trabalhos recentes, além do nível de escolaridade (medido em termos de anos de ensino), a qualidade da educação tem sido considerada como variável explicativa dos diferenciais de produtividade e de renda. Algumas questões que surgem quando se começa a estudar a

---

consiste em uma ação do governo federal desenvolvida em colaboração com estados, Distrito Federal e municípios, e o Pacto Nacional pela Alfabetização na Idade Certa.

<sup>3</sup>A lei federal que amplia o ensino fundamental de oito para nove anos foi sancionada pelo presidente Luiz Inácio Lula da Silva no ano de 2006. O INEP explica que o ensino fundamental é dividido em duas fases, denominadas Ensino Fundamental I (1º a 5º anos) e Ensino Fundamental II (6º a 9º anos). Frequentar essas etapas é obrigatório para crianças entre as idades de seis e quatorze anos, sendo que o atual 1º ano em grande medida corresponde à antiga pré-escola do passado, de instituições privadas, e seu objetivo é conseguir a alfabetização.

qualidade da educação e as consequências dessa no desempenho das economias no longo prazo são:

- (i) o que significa qualidade da educação?
- (ii) como ela deve ser mensurada?
- (iii) como medir o efeito dessa qualidade do ensino no PIB per capita?
- (iv) de que forma ela se distribui no território brasileiro?
- (v) existe a presença de spillovers (transbordamentos)? De que tipo?

Nas duas últimas décadas o Brasil tem conquistado melhorias nos indicadores do seu quadro educacional. O aumento da escolaridade média da população, a diminuição do analfabetismo e da evasão escolar, e uma maior cobertura do ensino fundamental, hoje bastante próximo do objetivo da universalização, são alguns exemplos desta melhora. Entretanto, a nação ainda apresenta indicadores internacionais de educação inferiores aos de muitos países em desenvolvimento (GOUVÊA, 2010), como será detalhado adiante.

Muito se tem discutido acerca do papel da educação na promoção da distribuição de renda e do desenvolvimento econômico no Brasil. Normalmente a literatura salienta a estreita relação entre crescimento da renda, crescimento econômico e nível educacional (medido em termos do número de anos de estudo). Segundo Peres (2006) para promover o crescimento, é necessário investir não apenas no aumento dos estoques de capital físico, mas também de capital humano.

De acordo com Nakabashi & Figueiredo (2008), vários estudos não encontraram significância entre o capital humano e o crescimento por utilizarem *proxies* que não consideram os fatores quantitativos e qualitativos do capital humano. Segundo Khasnobis & Bari (2000), a qualidade do ensino costuma depender do nível de desenvolvimento regional. Logo, considerar somente os anos de estudo não seria ideal, pois a contribuição do capital humano poderia ser superestimada (NAKABASHI & FIGUEIREDO, 2008).

Entretanto, não são muitos os trabalhos no Brasil que analisam a qualidade educacional de nível básico em termos de indicadores e sua relação com o crescimento econômico, sobretudo sob uma ótica espacial, reforçando assim a importância do presente estudo. Ademais, foram utilizadas as variáveis mais recentes disponíveis, respeitando a lógica do modelo, e trazendo o diferencial de vários níveis de agregação territorial, além da estimação de quatro tipos (com duas especificações cada) de modelos econométricos espaciais, a fim de permitir a comparação e a escolha do mais adequado.

## 1.2 OBJETO E OBJETIVO DO TRABALHO

O objetivo geral desse estudo é analisar o efeito da qualidade da educação sobre o PIB per capita no território brasileiro, considerando diferentes escalas de agrupamento das unidades territoriais: municípios, microrregiões, mesorregiões e unidades federativas.

Preferiu-se concentrar o estudo no nível fundamental de ensino. A justificativa para essa decisão consiste em que 70% da população (PNUD, 2014) com idade superior a 25 anos completou pelo menos o primeiro ciclo do ensino fundamental. A expansão das universidades e faculdades no Brasil é recente, com destaque para as últimas duas décadas. Além do mais, apenas 11,6% da população brasileira possui diploma de ensino superior (OCDE, 2012).

Dessa forma, optou-se por trabalhar com dados referentes à rede pública de ensino (incluindo escolas municipais, estaduais e federais), uma vez também que 86% das matrículas da educação básica concentram-se em escolas públicas, sendo a maioria delas a cargo dos municípios (INEP, 2009).

## 1.3 HIPÓTESE DO TRABALHO

A hipótese principal do trabalho é a de que quanto maior for o nível de agregação territorial (municipal, microrregional, mesorregional e estadual), mais forte será o efeito da qualidade da educação sobre a renda per capita. Tal hipótese estaria relacionada com o perfil de migração da força de trabalho segundo seu grau de qualificação, pois espera-se que pessoas mais escolarizadas e com educação de melhor qualidade tenham maior propensão a migrar para outras regiões em busca de maiores retornos salariais. Assim, tais pressupostos sugerem que o efeito da qualidade da educação sobre os diferenciais de renda per capita tenderiam a ser maiores quanto menor a fragmentação da escala territorial de análise.

Além desta introdução, o presente trabalho conta com mais 4 seções: revisão de literatura, metodologia e tratamento dos dados, que aparecem como ensaio teórico e análises dos resultados e por fim, conclusões, além das referências bibliográficas, as quais estão presentes como ensaio empírico.



## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 O PAPEL DA EDUCAÇÃO NO CRESCIMENTO ECONÔMICO

Os trabalhos de Solow na década de 50 indicaram que o crescimento do produto americano era muito maior do que o crescimento atribuído à elevação da oferta dos fatores de produção, capital e trabalho. A diferença entre o crescimento do produto observado e aquele ‘explicado’ pelo crescimento da dotação de capital e trabalho chamou-se de resíduo de Solow. Este resíduo poderia ser atribuído a dois fatores: progresso técnico ou acumulação de outros fatores que não estavam sendo captados pelos estudos de Solow. O candidato óbvio para esta segunda linha de argumentação era a melhoria da qualidade do trabalho medida pela elevação da escolaridade média da população economicamente ativa (PEA) e pela elevação do nível médio de experiência do trabalhador associado a treinamentos no local de trabalho. As contribuições de Schultz se enquadram nesta perspectiva macroeconômica. Schultz (1960) é o primeiro autor a considerar a educação como um investimento no homem.

Desde então, diversos trabalhos vêm enfatizando o impacto e a relação causal entre educação e crescimento econômico (LUCAS, 1988; BARRO, 1991; MANKIW, ROMER E WEIL, 1992). Entre os microeconomistas, tanto uma literatura tradicional usando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (PSACHAROPOULOS, 1985 e 1994) como uma nova literatura usando técnicas com variáveis instrumentais (DUFLO, 2001) estimam que, as taxas privadas e sociais de retorno da educação são elevadas nos países em desenvolvimento. Além disso, a educação também é apontada como fator crucial na adoção de novas tecnologias (FOSTER E ROSENZWEIG, 1996), sendo vista como um dos principais meios para melhorar a saúde e reduzir a natalidade (SCHULTZ, 1997 E 2002, STRAUSS E THOMAS, 1998) e como um bem intrínseco em si mesmo (SEN, 1999).

Segundo Lucas (1988), o capital humano é fator acumulável, que gera externalidades positivas, aumentando o nível tecnológico. Seu estudo aponta que o crescimento sustentado de um país depende da acumulação conjunta de capital físico, por meio de poupança e investimento, e capital humano, através da educação. Deste modo, o capital humano e o investimento em educação estão ligados não apenas ao campo social, mas também ao campo econômico.

A escolaridade da população economicamente ativa influencia, direta ou indiretamente, os níveis potenciais de capital humano e, em decorrência disso, influencia

também a renda e o produto final agregado. É quase consensual afirmar que o desenvolvimento das forças produtivas tem dependido, cada vez mais, da conjugação de esforços entre ciência e tecnologia.

Em todo o mundo, a modernização, o desenvolvimento tecnológico, e a ampliação da participação social e política impõem demandas cada vez maiores com relação às habilidades cognitivas, dentre elas a leitura, escrita e raciocínio lógico-matemático. A questão não mais se resume em saber se as pessoas conseguem ou não ler e escrever, mas também o que elas são capazes de fazer com essas habilidades. Cadaval (2010) explica que isso quer dizer que, além da preocupação com o *analfabetismo* – problema que ainda persiste nos países mais pobres e de certa forma, também no Brasil – emerge a preocupação com o *alfabetismo*, ou seja, com as capacidades e usos efetivos da leitura e escrita nas diferentes esferas da vida social.

Para o Ministério da Educação, a capacidade de utilizar a linguagem escrita e o raciocínio lógico matemático para informar-se, expressar-se, documentar, planejar e aprender mais é um dos principais legados da educação básica. E para que as pessoas possam adquirir e usar plenamente tais habilidades, o ensino de qualidade é um elemento indispensável. A toda a sociedade e, em especial, aos educadores e responsáveis pelas políticas educacionais, interessa saber em que medida os sistemas escolares vêm respondendo às exigências do mundo moderno em relação às capacidades adquiridas ao longo da vida escolar. A simples escolarização – conclusão das séries escolares – não necessariamente garante condições suficientes para que, quando adultas, as pessoas tenham oportunidades de continuar a se desenvolver pessoal e profissionalmente (CADAVAL, 2010).

Diante dessa conjuntura, alguns trabalhos relativamente mais recentes não estão pensando apenas em quantidade da educação, mas sim também na sua qualidade e retorno gerado.

Hanushek e Kimko (2000) investigam a relação entre crescimento da economia e qualidade da educação. A inovação deste trabalho é que, em vez de considerar a qualidade da educação como um conjunto de insumos que são empregados no processo de ensino, como por exemplo relação professor–aluno, turno único, condições físicas de escola, qualificação do professor, etc., empregam como indicador de qualidade o desempenho dos alunos em testes<sup>4</sup> internacionais em matemática e ciências. Para os autores, as taxas de matrícula no ensino primário e secundário não representam de forma precisa o estoque de capital humano,

---

<sup>4</sup> No trabalho, os autores utilizaram indicadores do PISA, Program for International Student Assessment.

nem mudanças nesse estoque em períodos de transição demográfica e educacional. O principal resultado de seu trabalho é que a variável de qualidade em uma regressão padrão de crescimento, com dados de seção transversal de países, é positiva e significativa. Ao regredir a taxa de crescimento do produto per capita, entre 1960 e 1990, contra a renda inicial e os anos médios de escolaridade da PEA, a inclusão da variável de qualidade da educação eleva muito a capacidade explicativa da regressão. Os resultados mais destacáveis são: (i) o nível de escolaridade dos pais (adultos) está positivamente relacionado com a qualidade do capital humano nas gerações subsequentes; (ii) países com elevado crescimento populacional costumam ter menor desempenho nos testes, comprovando a hipótese do *trade-off* entre qualidade e quantidade das crianças e o impacto do tamanho das famílias. Outra conclusão importante é que os gastos em educação se mostraram pouco significantes, o que, de acordo com os autores, talvez sugira a não existência de impacto simultâneo ou direto da renda e dos gastos em educação no desempenho dos alunos, o que resolveria o problema de endogeneidade<sup>5</sup>.

Aghion et al (2005) pontuam como um grande problema prévio de seu modelo a endogeneidade entre educação e renda. Segundo Bills e Klenow (2000), os resultados dos estudos sobre educação e crescimento econômico podem estar superestimados pela omissão de uma variável que pode estar relacionada com ambas as variáveis. Para mitigar esse problema, Aghion et al (2005) se utilizaram de algumas variáveis instrumentais. Com relação aos gastos em educação, por exemplo, os autores utilizaram o percentual de juízes progressistas na suprema corte de cada estado, interagindo com um indicador que mostra se o chefe de justiça do estado é progressista ou não. Além disso, os autores inseriram controles de efeito fixo para estados, coorte (anos) e uma tendência linear de crescimento para cada um dos estados definida pelo Censu<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Endogeneidade se refere a "qualquer situação onde uma variável explicativa é correlacionada com o erro" (WOOLDRIDGE, 2011, p. 54, tradução livre). As três fontes mais tradicionais de endogeneidade em econometria aplicada são: variáveis omitidas, erros de mensuração e simultaneidade. Além do viés, o grande problema que se pode ter ao não contornar a presença da endogeneidade é a inconsistência, e desse modo, as estimativas não convergirão ao parâmetro populacional. No caso em questão, a endogeneidade referida é a respeito do intenso debate da presença desse problema entre as variáveis renda e educação, pois haveria um efeito de retro-alimentação entre elas. Por exemplo, municípios ricos e que podem investir na qualidade da educação, infraestrutura escolar, entre outros fatores, provavelmente apresentarão bom desempenho em indicadores educacionais. Esse ensino de qualidade possivelmente trará externalidades positivas, seja pela ótica do aumento da produtividade ou outra, contribuindo para a renda ou produto daquele município, o que garantiria a fonte para gastos futuros com educação, e assim perpetuando um ciclo virtuoso. Por isso, ao encontrar que os gastos com educação não contribuíram muito para o crescimento do PIB per capita, diz-se que esse possível ciclo foi quebrado.

<sup>6</sup> Departamento do Censo dos Estados Unidos.

Muitos autores que estudam crescimento econômico e educação não tratam a endogeneidade presente entre elas, como Luz (2015), que assumiu pelas dificuldades de se escolher instrumentos confiáveis para combater o possível problema de endogeneidade entre educação e crescimento econômico, tomando como verdadeira a hipótese de que existem erros de alocação dos investimentos educacionais nos estados e que estes ocorrem de maneira aleatória.

Barbosa Filho e Pessoa (2008) criticam que os estudos resenhados por Lange e Toppel (2004) aceitam qualquer valor entre zero e 50% para o retorno minceriano de um ano adicional de estudo. A diferença essencial entre os diversos estudos encontra-se no tipo de instrumento que se emprega para controlar-se por endogeneidade de S, em que S representa o nível de escolaridade média da população da cidade. Lange e Topel (2004) consideram praticamente impossível contornar problemas de endogeneidade e de variáveis omitidas associadas à escolaridade média da população.

Modelos que relacionam renda, crescimento econômico e educação não costumam convergir para uma definição única, o que enriquece o debate. Variáveis contidas na função de produção educacional, como por exemplo, infraestrutura, número e qualidade de professores estão diretamente relacionadas com o volume de recursos públicos despendidos. Daí a importância de incorporar a variável de financiamento como forma de explicar a qualidade da educação (KROTH E GONÇALVES, 2014).

Por outro lado, essa possível explicação não é unanimidade dentro da literatura. Psacharopoulos e Véléz (1993) são contrários à utilização de gastos médios por estudante como medida da qualidade da educação. Isso porque esta medida, apesar de ser facilmente calculada, não leva em consideração a eficiência dos gastos.

Behrman e Birdsall (1983) e Heckman et al (1996)<sup>7</sup> testam a premissa de “educação-efetiva”, conceito semelhante ao de trabalho-efetivo na teoria do crescimento econômico (trabalho ajustado à escolaridade). Conforme essa formulação, a escolaridade de um indivíduo é ajustada à qualidade de sua educação, a fim de verificar o efeito conjunto das duas variáveis.

Behrman e Birdsall (1983) são os responsáveis pela primeira avaliação dos efeitos da qualidade da educação sobre o rendimento do trabalho no Brasil. Eles usam a média de

---

<sup>7</sup> Bandeira e Jacinto (2010) utilizam o procedimento da equação de salários de Heckman com escolaridade para a Região Metropolitana de Porto Alegre e concluem que o ensino superior é o que traz maiores retornos.

escolaridade dos professores em uma região<sup>8</sup> como *proxy* da qualidade da educação do homem trabalhador em uma função de rendimentos individuais no país. Mostram que a exclusão da variável “qualidade da educação” pode causar superestimação dos retornos de anos de escolaridade e superestimação do diferencial entre retornos de escolaridade entre regiões do país e entre áreas urbana e rural. Concluem também que boa parte do aparente diferencial de retornos de escolaridade entre migrantes e não migrantes se deve à diferença na qualidade da educação recebida. No entanto, é importante lembrar que usar a média de uma macrorregião nacional desconsidera as diferenças entre as Unidades da Federação (UFs) contidas nela, além de não levar em conta os níveis de educação, o que reduz a variância da amostra e pode afetar os resultados.

Card e Krueger (1992) medem qualidade educacional a partir da razão aluno/professor, salário médio dos professores e a defasagem média de cada nível de ensino nos EUA, para homens nascidos entre 1920 e 1949. Eles concluem que homens que estudaram em estados onde as escolas possuíam qualidade educacional mais elevada, tinham maior retorno para anos adicionais de ensino. Mostram também que taxas de retorno da educação eram maiores para indivíduos de estados cujos professores tinham maior nível educacional e onde havia maior razão de professores do sexo feminino. Controlando para qualidade educacional, no entanto, não encontram evidência de que renda e educação familiar afetem a taxa de retorno da educação na média dos estados.

Psacharopoulos e Velez (1993), a partir de uma amostra de 4.000 trabalhadores em Bogotá, Colômbia, mostram os efeitos da qualidade da educação para explicar retornos no mercado de trabalho. Usam o “background familiar” e fatores escolares como variáveis independentes e proxies para o fator qualitativo do ensino. Segundo os autores, a qualidade da educação parece afetar os rendimentos por toda a vida dos estudantes. Os autores concluem que, no longo-prazo, a qualidade da educação é mais importante para as perspectivas futuras de um país em desenvolvimento do que a simples expansão de uma educação com baixa qualidade.

A conhecida abordagem da “Função de produção educacional” busca quantificar os efeitos dos vários insumos educacionais sobre o desempenho dos alunos. Sua abordagem foi inicialmente utilizada por Coleman *et al* (1966) em um estudo sobre a segregação racial no sistema educacional dos EUA que, a partir de uma regressão múltipla, buscou verificar a

---

<sup>8</sup> O conceito de região, ou macrorregião no trabalho referido consiste na divisão territorial brasileira em cinco macrorregiões: Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

relação entre o desempenho dos alunos afro-americanos a insuficiência de recursos em suas escolas. De acordo com os resultados, o desempenho escolar é explicado principalmente pelas características familiares e não pelos insumos escolares. Sua forma geral é dada pela equação 1:

$$y = f(c, m, g, p, s) \quad (1)$$

onde,  $y$  denota o desempenho dos alunos, que pode depender dos fatores agrupados em cinco categorias: ( $c$ ) características pessoais do aluno tais como raça e gênero; ( $m$ ) corresponde às características familiares como *background* familiar e nível socioeconômico; ( $g$ ) características dos alunos da escola; ( $p$ ) são características do corpo docente tais como escolaridade, salário e experiência; ( $s$ ) outras características da escola.

Benhabib e Spiegel (1994), por sua vez, defendem a utilização da média dos logaritmos da escolaridade média no período em que é calculada a taxa de crescimento (MLES – média dos logaritmos da escolaridade média). Em uma análise *cross-section* para países, esta variável teria apresentado, conforme esperado em modelos de crescimento endógeno com capital humano, uma correlação positiva e significativa com as taxas de crescimento para o mesmo período. Esta correlação seria, além disso, robusta à inclusão de outras variáveis de controle como a renda per capita e medidas de distribuição de renda. A utilização de MLES é justificada a partir de modelos onde o capital humano influenciaria indiretamente o crescimento.

Dias (2005) contesta em seu estudo as estimativas empíricas entre o crescimento econômico e o nível de escolaridade, baseadas em regressões lineares. Para o autor, a relação entre as duas variáveis é não linear na forma de U invertido e o que explica os resultados contraditórios do papel do capital humano no crescimento econômico é advindo da hipótese de linearidade assumida nas estimativas econométricas.

Entretanto, ao se medir o capital humano, não se deve considerar apenas a dimensão quantitativa do problema, usualmente expressa pelo grau de escolaridade das pessoas. Também é necessário considerar a qualidade da educação. É razoável supor que essa qualidade varie entre regiões cujas condições de saneamento, nível educacional dos professores, acesso a livros e infraestrutura básica sejam muito discrepantes. Além disso, a qualidade da educação pode variar entre redes de ensino, dado que elas dispõem de condições econômicas distintas (PONS, 2007).

Para Barbosa Filho e Pessôa (2010), entende-se por qualidade da educação o desempenho dos estudantes em testes que medem as habilidades analíticas, geralmente medidas pelo resultado dos alunos em provas de matemática, ciências ou idiomas. Apesar de

ser um campo muito menos estudado do que o impacto da quantidade de educação sobre o salário, há forte evidência microeconômica que maior qualidade do aluno eleva o salário. De forma geral, esta literatura mostra que o salário de um trabalhador depende fortemente de seus anos de escolaridade, mas também do seu desempenho em exames que medem capacidade analítica e de linguagem.

Hanushek (2013) evidenciou o capital humano como motor de crescimento econômico para países em desenvolvimento. Percebeu que em relação aos índices de escolaridade, os países em desenvolvimento têm feito progressos consideráveis em diminuir o *gap* em relação a países desenvolvidos em termos de efetivação da escolaridade. Entretanto, a recente pesquisa mostra que em termos de qualidade na escola, os países em desenvolvimento têm tido muito menos sucesso em fechar as lacunas, comparando com nações desenvolvidas. Sem melhorar a qualidade da educação, os países em desenvolvimento encontrarão dificuldade em melhorar seu desempenho econômico no longo prazo.

A ênfase na pesquisa do papel do capital humano no crescimento e desenvolvimento se tornou também controversa, pois a expansão da escolaridade não garantiu melhoras nas condições econômicas. Evidências recentes sobre o papel de habilidades cognitivas em promover o desenvolvimento econômico fornecem uma explicação para influência incerta do capital humano sobre o crescimento.

De acordo com Hanushek (2013), o impacto do capital humano se torna mais forte quando o foco vira o papel da qualidade da educação, ao invés de meramente o nível de escolaridade. Afinal, o autor afirma que as habilidades cognitivas da população estão fortemente relacionadas com os recebimentos individuais, com a distribuição de renda, e mais importante ainda, com o crescimento econômico.

No Brasil, cujas condições socioeconômicas são muito discrepantes, a educação de qualidade tem papel fundamental para o desenvolvimento e equidade social. Ferreira (2009) cita estudos da Fundação Getúlio Vargas os quais afirmam que 35% das desigualdades sociais brasileiras podem ser explicadas pela desigualdade no ensino. Tal constatação reforça a hipótese na qual um maior esclarecimento e acesso a informações, seriam uma forte arma para a formação de uma sociedade mais justa e igualitária.

Dentre os diversos trabalhos que circundam o tema educacional e escolhem esta nação como local de análise, é possível mencionar o trabalho de Barros, Henriques e Mendonça (2002), o qual aponta que a comparação da realidade da educação no Brasil com a experiência internacional confirma o fraco desempenho do sistema educacional brasileiro nas últimas décadas. Para os autores, o Brasil apresenta um atraso, em termos de educação, de

cerca de uma década em relação a um país típico com padrão de desenvolvimento similar ao nosso.

De acordo com estimativas de Behrman (1996), a escolaridade de um país sujeito às probabilidades de promoção e retenção atuais do sistema educacional brasileiro seria cerca de uma série inferior ao que se deveria esperar dada a renda per capita do Brasil. As consequências deste atraso educacional revelam que ele tem um importante impacto sobre o desempenho econômico brasileiro levando a taxas de crescimento entre 15 e 30% inferiores ao esperado (CADAVAL, 2010).

Por outro lado, Barros e Carvalho (2003) destacam o bom desempenho do Brasil em termos de melhoria dos níveis de educação citando que no relatório de 2003 do Projeto das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), apenas seis países alcançaram progresso educacional superior ao do Brasil nos anos 1990 e 2000, medido em termos da taxa líquida de matrícula na educação primária. Contudo, vê-se esse progresso educacional do Brasil geralmente em aspectos quantitativos, como número de alunos matriculados, número de escolas construídas, etc., os quais são importantes para a maior abrangência do acesso ao aprendizado, entretanto, não garantem bom desempenho em análises qualitativas, conforme já visto anteriormente.

Escolheu-se então, para tentar mensurar as capacidades cognitivas dos estudantes, a Prova Brasil. Trata-se de uma avaliação criada em 2005 pelo Ministério da Educação. É complementar ao Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e um dos componentes para o cálculo do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb). Ela é realizada a cada dois anos e participam todos os estudantes de escolas públicas do 5º e do 9º ano de turmas com mais de 20 alunos. A avaliação é dividida em duas provas: Língua Portuguesa, onde é medida a capacidade de leitura, interpretação de textos e de fixação da mensagem. E a prova de Matemática onde é avaliado o raciocínio em contexto com a realidade do aluno. Os alunos respondem também a um questionário que contempla questões como hábitos de estudo e características socioeconômicas. Preferiu-se utilizar a variável da Prova Brasil para tentar captar mais puramente as habilidades cognitivas dos alunos, sem interferência direta de componentes de infraestrutura escolar e índices socioeconômicos, como ocorre em outros indicadores. Sabe-se que todas essas variáveis costumam estar correlacionadas, o que poderia aumentar os possíveis problemas de endogeneidade e multicolinearidade do modelo e não refletir o desempenho educacional em si. Outra vantagem da Prova Brasil é que ainda pode ser observado o desempenho específico de cada rede de ensino e do sistema como um todo das escolas públicas urbanas e rurais do país.



De forma abrangente, os resultados empíricos encontrados na literatura econômica sobre a relação do crescimento econômico e o capital humano são contraditórios, apontando que além de Benhabib e Spiegel (1994) encontrarem um reduzido efeito do aumento da escolaridade sobre o crescimento econômico, outros autores também chegaram a resultados muitas vezes contra intuitivos. Portanto, apesar da teoria econômica geralmente apontar para uma relação positiva entre educação e crescimento econômico, este tema parece nunca sair de debate, o que é extremamente relevante para a formulação e execução de políticas educacionais e econômicas como um todo.

## 2.2 MODELO TEÓRICO DE CRESCIMENTO ECONÔMICO ENDÓGENO

Na tentativa de compreender a definição do PIB e do crescimento econômico, sobretudo relacionados à educação, inicialmente tratar-se-á do modelo de Solow (1956)<sup>9</sup>. Supõe-se uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala para explicar o crescimento via acumulação dos fatores de produção capital físico (K), trabalho (L) e tecnologia (A).

$$Y_t = K(t)^\alpha [A(t)L(t)]^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

onde:  $\alpha$  e  $(1 - \alpha)$  são as elasticidades do produto em relação aos insumos capital físico e trabalho, respectivamente. O número de unidades efetivas de trabalho,  $A(t)L(t)$ , cresce à taxa  $(n+g)$ . A razão capital-trabalho no estado estacionário é positivamente relacionada à taxa de poupança e negativamente relacionada ao crescimento populacional.

Como o modelo assume que os fatores são remunerados de acordo com seu produto marginal, pode-se estimar os sinais e as magnitudes dos coeficientes da poupança ( $s_k$ ) e da depreciação efetiva do capital. Obtém-se que a renda per capita no estado estacionário é dada por:

$$\ln \left[ \frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(o) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (3)$$

Parte da produção ( $Y$ ) é poupada à taxa constante e exógena  $s$ , e o restante consumido. O capital se deprecia a uma taxa constante  $\delta$ ; a população cresce à taxa  $n$  e; a tecnologia a uma taxa constante e exógena  $g$ . Caso  $\alpha$  seja aproximadamente 1/3, a elasticidade

<sup>9</sup> O modelo incondicional não foi aqui apresentado devido a sua simplicidade. Para mais detalhes desse modelo, ver Salgueiro, Nakabashi e De Prince (2011). Essa subseção foi baseada no referido trabalho.

da renda per capita em relação à  $s_k$  seria de, aproximadamente, 0,5 e a elasticidade em relação à  $(n+g+\delta)$ , de 0,5.

No estado estacionário, a razão capital-produto é uma constante e o estoque de capital se expande a taxa  $n+g$ . Os retornos marginais decrescentes dos fatores de produção implicam na hipótese de convergência no modelo de Solow. Assim, haverá convergência da renda per capita dos países para o estado estacionário.

Mankiw, Romer e Weil (1992) (MRW) argumentam que as variáveis utilizadas e as direções propostas por Solow realmente influenciam a renda per capita, e que capital e trabalho explicam, juntas, mais da metade da variação da renda per capita entre países. Tais autores não negam que Solow previu o efeito correto das variáveis taxa de poupança e crescimento populacional sobre a renda per capita. Contudo, a magnitude desse efeito foi diferente de acordo com os resultados empíricos, sendo subestimada no modelo original.

MRW estendem o modelo de Solow incluindo a variável capital humano ( $H$ ) na análise.

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

Onde  $\alpha$  e  $\beta$  são as elasticidades do produto em relação aos insumos. A inclusão da variável capital humano reduz o efeito da poupança e do crescimento populacional sobre a renda. O modelo expandido pelos autores foi capaz de explicar 80% da variação da renda per capita entre os países. Formalmente com a inserção do capital humano tem-se:

$$\ln y_t = \ln \left[ \frac{Y_t}{L_t} \right] = \ln A_0 + gt - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) \quad (5)$$

onde  $s_h$  representa a fração de renda investida em capital humano.

Primeiramente, pode-se observar que uma maior taxa de investimento em capital físico e humano ou menor taxa de crescimento populacional levam a um nível de renda maior, no estado estacionário, constatando-se que há uma relação positiva entre renda per capita e capital humano. Desse modo, percebe-se que a acumulação de capital e o crescimento da população têm grande impacto na renda quando a acumulação de capital humano é considerada. Outro ponto importante é que pelo fato de que a acumulação de capital humano está correlacionada à taxa de poupança e ao crescimento populacional, quando se omite o capital humano, os estimadores se tornam tendenciosos. A previsão de  $\alpha$  continua sendo 1/3, e estima-se que  $\beta$  esteja entre 1/3 e 1/2. Então, a presença de capital humano aumenta o impacto do capital físico sobre a renda.

No tocante à convergência, os autores relaxam a hipótese de os países estarem no estado estacionário. Considerando o período de convergência, tem-se:

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln y_0 \quad (6)$$

onde:  $y^*$  é o nível de renda do estado estacionário em unidades efetivas de trabalho;  $\lambda$  denota a taxa de convergência, entendida por:  $\lambda = (n+g+\delta) (1-\alpha-\beta)$ . Substituindo  $y^*$  e subtraindo  $y_0$  de ambos os lados:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = (1 - e^{-\lambda t}) \left[ -\ln(y_0) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) + \ln A_0 + g t \right] \quad (7)$$

Os autores concluem que ocorre convergência condicional a uma taxa próxima ao previsto pelo modelo de Solow, quando se considera o fator capital humano. As previsões do modelo de Solow sobre as diferenças na taxa de retorno e no movimento de capital apontam que os países pobres apresentariam maiores retornos dos capitais físico e humano.

A especificação operacional para estimar o modelo MRW é dada por:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n+g+\delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \varepsilon \quad (8)$$

em que:  $y_t$  é renda per capita real;  $y_0$  a renda per capita real inicial;  $s_k$  a fração da renda investida em capital físico e;  $s_h$  a fração da renda investida em capital humano.

Para captar os efeitos indiretos do capital humano sobre o crescimento econômico dentro do âmbito espacial será utilizada a extensão do modelo de Nelson e Phelps (1966) e o de Benhabib e Spiegel (1994) conforme estudo realizado por Pede, Florax e Groot (2008). A base do modelo é uma função de produção Cobb-Douglas. A partir desta equação, toma-se o logaritmo das diferenças e tem-se a relação para o crescimento no longo prazo com tempo de 0 até T:

$$\begin{aligned} (\log Y_T - \log Y_0) = & [\log A_T(H_t) - \log A_0(H_t)] + \alpha (\log K_T - \log K_0) + \\ & \beta (\log L_T - \log L_0) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0) \end{aligned} \quad (9)$$

A determinação do nível de tecnologia pode ser entendida por dois fatores. O primeiro é o nível de capital humano que reflete o efeito da inovação endógena doméstica e o segundo é um termo interativo no qual envolve o nível de capital humano e o hiato tecnológico de um país.

A variação do nível de tecnologia depende do efeito “*catch-up*”, que depende da distância do município  $i$  para o líder tecnológico em termos de renda per capita; e do nível de capital humano que está disponível para adotar as ideias e tecnologias existentes. O nível de tecnologia pode então ser dado por:

$$[\log A_T(H_t) - \log A_0(H_t)]_i = c + (g - m) H_i + m H_i (Y_{\max}/Y_i) \quad (10)$$

onde,  $c$  representa o progresso tecnológico exógeno;  $i (=1, 2, \dots, n)$  é o índice para cada um dos municípios;  $Y_{\max}$  se refere a renda per capita do líder tecnológico (ou seja, a região com maior renda per capita), e  $g$  e  $m$  são os coeficientes de capital humano e do termo *catch-up*, respectivamente;  $gH_i$  representa o progresso tecnológico endógeno associado à habilidade de uma região em inovar tecnologicamente; e  $mH_i[Y_{\max}/Y_i]$  representa a difusão da tecnologia.

A capacidade para “inovação doméstica” é uma função do estoque de capital humano disponível e, portanto, apenas o estoque de capital humano tem a capacidade de melhorar o progresso tecnológico. No caso de os níveis de capital humano serem dados, a existência do termo “*catch-up*” sugere que as taxas de crescimento da produtividade total dos fatores são mais aceleradas para aquelas regiões que apresentavam menores níveis de produtividade iniciais (desde que  $m$  e  $g-m$  sejam ambos positivos).

Outros efeitos estão embutidos no efeito marginal do capital humano neste modelo, são eles: o efeito doméstico espacial; o efeito *catch-up* da tecnologia líder; e por último um efeito que varia entre as regiões e é uma função do hiato da produtividade com relação ao líder tecnológico. Que difere do que é percebido no modelo neoclássico no qual o efeito marginal do estoque de capital é constante.

Pede, Florax e Groot (2008) introduziram um efeito *spillover* espacial para o estoque de capital humano e um efeito proximidade no termo *catch-up*. Assim formalmente o modelo pode ser apresentado da seguinte forma:

$$(\log A_t - \log A_0)_i = c + gH_i + r \sum_{\substack{j=1 \\ j \in J_i(d)}}^J \frac{1}{d_{ij}} H_j + m \frac{H_i}{d_{i,\max}} \left[ \frac{Y_{\max} - Y_i}{Y_i} \right] \quad (11)$$

onde, municípios com uma distância específica  $d$  são incluídos na área de influência  $J_i(d)$  para o efeito de *spillover* espacial e  $d_{i,\max}$  representa a distância geográfica da região  $i$  para o líder tecnológico. O coeficiente  $m$  está associado com o efeito de *catch-up* do município  $i$ , enquanto  $r$  representa o coeficiente de acumulação de capital humano nas regiões vizinhas, ou seja, o efeito de transbordamento de um município para outro.

O efeito de *catch-up* é o responsável por moldar a taxa de crescimento doméstico da tecnologia e é condicionado à existência do *gap* com o líder tecnológico doméstico. A taxa desse crescimento tecnológico, por sua vez, é função do estoque doméstico de capital humano, o responsável pela adoção das tecnologias mais recentes advindas do líder tecnológico.

Rearranjando e substituindo temos:

$$(\log A_t - \log A_0)_i = c + \left( g - \frac{m}{d_{i,\max}} \right) H_i + r \sum_{\substack{j=1 \\ j \in J,(d)}}^J \frac{1}{d_{ij}} H_j + m \frac{1}{d_{i,\max}} H_i \left( \frac{Y_{\max}}{Y_i} \right) \quad (12)$$

A equação (12) incorpora os transbordamentos tecnológicos permitindo ambos os padrões espaciais, contagioso e hierárquico. O termo que assume um padrão contagioso diz que o impacto da produtividade do capital humano depende da distância geográfica para o líder tecnológico, o termo doméstico, ou seja, o padrão de contágio da difusão tecnológica. O padrão hierárquico pode ser representado pelo *catch-up*, pois significa que o líder é aquele que possui um estoque de capital humano relativamente alto e os demais o perseguem para se beneficiarem. Pede, Florax e Groot (2008) definem como “interação contagiosa e hierárquica” o efeito de transbordamento, aquela interação que apresenta que áreas com maiores rendas per capita devem ser vizinhas de áreas com situação semelhante da renda, seria um contágio do crescimento de regiões com maiores rendas per capita para seus vizinhos.

Basicamente, o crescimento da tecnologia apresenta três termos que o afetam. O efeito doméstico da acumulação de capital interfere, pois varia no espaço e isso gera a necessidade de corrigi-lo de acordo com a proximidade tecnológica e geográfica com relação ao líder. O efeito de *spillover* espacial contagioso afeta via contágio com relação aos municípios, e quanto menor a distância maior o contágio. O terceiro termo é o efeito *catch-up*, ele sinaliza que o tamanho do crescimento doméstico da tecnologia é uma função da magnitude do hiato da produtividade com relação ao líder tecnológico. Dado determinado nível de capital humano, o efeito do *catch-up* dos municípios que apresentam níveis de produtividade inicial baixa deve ser a uma taxa de crescimento mais acelerada quanto mais próximos se situam do líder tecnológico.

Considerando a equação (12), a forma funcional para estimar a equação de Benhabib e Spiegel (1994) e entendida por Pede, Florax e Groot (2007):

$$\ln \left( \frac{y_t}{y_0} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln \left( \frac{K_t}{K_0} \right) + \beta_2 \ln \left( \frac{L_t}{L_0} \right) + \beta_3 \ln H + \beta_4 \frac{1}{d_{\max}} \ln H + \beta_5 \sum_{j=1}^{J_i(d)} \frac{1}{d_{\max_{ij}}} \ln(H_j) + \beta_6 \frac{1}{d_{\max}} \ln \left( H \left( \frac{Y_{\max}}{Y_i} \right) \right) + \varepsilon_t \quad (13)$$

A variável associada ao coeficiente  $\beta_4$  significa o *spillover* de capital humano. A variável associada ao coeficiente  $\beta_5$  significa o efeito espacial doméstico. A variável associada ao coeficiente  $\beta_6$  significa o efeito de *catch-up*. A equação é estruturada de forma

que o estoque de capital humano regional aumente mais intensamente quando se considera a proximidade geográfica.

Em suma, o efeito da difusão tecnológica hierárquica tem uma relação estrita com o hiato tecnológico e as diferenças de capital humano entre os municípios e o líder tecnológico. Ao incluir o efeito dos *spillovers* espaciais, considerando as distâncias, os efeitos marginais passarão a depender da localização dos municípios relativamente aos seus vizinhos e ao líder tecnológico.

Pelo modelo de crescimento de Solow (1956), a hipótese de retornos marginais decrescentes do capital determina uma relação negativa entre o nível inicial de renda de uma economia e sua taxa de crescimento e, esta relação negativa remete à hipótese de beta convergência (absoluta ou condicional). Tradicionalmente empregou-se uma metodologia paramétrica para testar a hipótese de convergência, a análise e modelagem da distribuição de renda. Entretanto, o estudo de Quah (1997) estendeu este leque de opções utilizando uma metodologia não paramétrica, que captava a dinâmica completa da distribuição de renda e contava ainda com estimações populacionais. Os resultados de Quah apresentavam também maior robustez e eram mais eficientes que os obtidos pela metodologia paramétrica tradicional (LAURINI; ANDRADE; PEREIRA, 2005).

O arcabouço teórico a respeito do crescimento econômico endógeno permitirá uma melhor compreensão dos componentes do PIB per capita e de seus mecanismos. Porém, a alçada deste trabalho não tem a pretensão de criar um modelo formal de crescimento, e sim explicar os determinantes do PIB per capita e sua relação com a qualidade da educação, bem como sua distribuição ao longo do subespaço brasileiro.

### 2.3 REVISÃO SOBRE ECONOMETRIA ESPACIAL APLICADA, CRESCIMENTO REGIONAL NO BRASIL E DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA EDUCAÇÃO

As teorias sobre crescimento econômico vêm se diversificando e ampliando as possibilidades de métodos de estimação. Dentre estes, o efeito espacial passou a ser considerado de forma crescente em novos estudos. Nesta seção será apresentada uma breve revisão empírica sobre crescimento econômico e a análise espacial.

A econometria espacial lida com interações de estruturas espaciais, e esse método de análise empírica pode ser empregado em diversas problemáticas abarcando: mercado de trabalho, ciências regionais, economia internacional e, mais recentemente, em modelos de crescimento endógeno. A importância desta área de estudo é crescente nos últimos anos,

inserindo uma forma diferenciada do pensamento econômico (em termos metodológicos). O agente isolado maximizador cede lugar para a entrada de indivíduos que consideram as interações sociais e os efeitos da vizinhança sobre suas escolhas. Essas interações percebidas nos comportamentos coletivos geram padrões diferentes dos obtidos sem a interação entre os agentes (SALGUEIRO, NAKABASHI E DE PRINCE, 2011).

A literatura de econometria espacial se concentra em modelos de localização relativa (92% dos estudos), ou dependência espacial, isto é, modelos em que as observações de um local dependem dos valores das observações dos demais. Assim, o que importa é a localização de um município em relação aos outros. Esta abordagem trata a localização geográfica e análises comparativas entre os diferentes locais em que se situam. Todavia não há rivalidades entre as abordagens, ambas são complementares (ABREU ET AL., 2005).

Em um modelo de defasagem espacial, a taxa de crescimento da renda per capita de um município depende da taxa de crescimento da renda per capita de seus vizinhos. Já em um modelo de erro espacial, a dependência espacial é restrita ao termo de erro.

Anselin (2001) utiliza análise exploratória de dados espaciais a partir de *cross-sections*, buscando encontrar *clusters*<sup>10</sup> de regiões com baixo crescimento. Os *clusters* poderiam ser resultado de *spillovers* de uma região para outra, ou poderia ser similaridades entre regiões nas variáveis que afetam o crescimento, como clima, tecnologia ou mesmo instituições.

O importante trabalho de Pede, Florax e Groot (2008) faz uso de técnicas de análises de dados espaciais e exploratórios para investigar o papel do espaço, da liderança tecnológica, e do capital humano para o crescimento dos municípios dos EUA de 1969 a 2003. Os autores estimaram primeiramente os modelos de crescimento de Solow (1956) tradicional e aumentado pelo capital humano (Mankiw, Romer e Weil, 1992). Depois compararam os resultados destes com a versão espacial do modelo de crescimento endógeno de Benhabib e Spiegel (1994). Os resultados encontrados pelos pesquisadores favorecem a ideia de que o capital humano afeta a renda de acordo com a definição utilizada por Mankiw, Romer e Weil (1992). No modelo de crescimento endógeno há a dominação do capital físico e do termo de difusão tecnológica em comparação aos efeitos do capital humano “doméstico”,

---

<sup>10</sup> De acordo com Alves e Silveira Neto (2007) clusters são aglomerações produtivas obtidas pela concentração territorial, com características semelhantes, se beneficiando dos transbordamentos de conhecimentos e informação mútua. Entretanto, eles sempre trazem a noção de aglomeração de empresas com inter-relação entre si e operando espacialmente próximas.

exceto em regiões de alta renda, pois nessas regiões, o investimento em capital humano também contribui para o aumento da capacidade inovativa interna.

Para o caso do Brasil, pode-se ressaltar diversos trabalhos regionais que buscam explicar como se dá o crescimento de determinadas localidades. Monastério e Ávila (2004) utilizam econometria espacial para analisar o crescimento econômico do Rio Grande do Sul, via análise exploratória espacial. Eles conseguem identificar onde está localizada a área que tem crescimento mais acentuado das de baixo crescimento. Concluem que as regiões gaúchas da Serra se sobrepõem às daquelas da Campanha. Este foi um dos primeiros estudos a utilizar uma longa série de dados de PIB per capita para áreas estatisticamente comparáveis (1939-1980). Os resultados indicam a existência de autocorrelação espacial positiva nos valores do PIB, ou seja, os ricos possuem vizinhos ricos e os pobres possuem vizinhos pobres. Os testes realizados apontaram também que as estimações com econometria espacial eram mais adequadas do que as estimações padrão.

Paula, Dalberto e Bohn (2013) estudaram a distribuição espacial da pobreza rural e seus determinantes nas microrregiões do Brasil, bem como a distribuição de variáveis relacionadas à incidência de pobreza nestas regiões. Utilizando como procedimento metodológico a análise exploratória dos dados espaciais (AEDE), I de Moran univariado e bivariado e modelos econométricos espaciais. Os resultados alcançados indicam que a proximidade espacial influencia a concentração da pobreza rural em determinadas regiões. O modelo de defasagem espacial se mostrou mais apropriado para explicar a pobreza rural nas microrregiões do Brasil.

Conforme já foi mencionado, poucos ainda são os trabalhos no Brasil que se aventuram a utilizar outras formas de agregação territorial, principalmente quando o modelo envolve a definição de PIB per capita e/ou de crescimento econômico. O que ocorre algumas vezes são estudos que tratam de mesorregiões, microrregiões, ou até mesmo bairros, dentro de alguma(s) unidade(s) federativa(s) específica(s), cidades, obtendo dados junto à alguma fundação ou com o próprio governo local. Um exemplo é o trabalho de Ferreira Junior, Baptista e Lima (2004), que se debruça sobre a modernização da agropecuária nas microrregiões mineiras e cujos dados foram fornecidos pela Fundação João Pinheiro. Oliveira (2005) faz um estudo sobre os determinantes do crescimento econômico das cidades cearenses na década de 1990, considerando a presença de externalidades espaciais. Após identificar a presença de dependência espacial no crescimento econômico das cidades do Ceará, o autor utiliza o modelo *lag* espacial na estimação. Os resultados indicaram que não houve convergência de rendas per capita nas cidades e período estudados. Vale destacar o



papel do capital humano e da urbanização como influência na criação de externalidades positivas (*spillovers*).

A propósito, a maior parte dos estudos desenvolvidos para o Brasil apontou alguma relação de transbordamento (*spillover*) da taxa de crescimento para os seus vizinhos. Silveira Neto (2001), por exemplo, estudou a presença de *spillovers* de crescimento entre as economias dos estados brasileiros para o período 1985-1997. Seu estudo é uma *cross-section* e as estimativas são realizadas por MQO e por Máxima Verossimilhança. Este autor afirma que o crescimento das economias vizinhas afeta o crescimento dos estados. Ou seja, existem *spillovers* de crescimento regionais entre as UFs. Ele utiliza várias medidas de proximidade e sugere que os transbordamentos são mais importantes entre os estados mais próximos. Notou-se, também, que enquanto o crescimento da renda per capita dos estados não é afetado pela riqueza de seus vizinhos, o tamanho de mercado destes influencia este crescimento (MONTENEGRO *et.al*, 2014).

A proposta de avaliar os efeitos do crescimento econômico no Brasil é aplicada, principalmente, com o recorte territorial para estados ou municípios. Não é comum no país encontrar aplicações com outras desagregações territoriais, sejam microrregiões, mesorregiões, macrorregiões, bairros, entre outros, principalmente estudos que tenham como objeto de estudo o Brasil inteiro, porém sob diferentes perspectivas de unidades geográficas. Magalhães et al. (2005) investigaram a convergência de renda per capita dos estados brasileiros entre os anos 1970 e 1995. Os autores concluíram que existe dependência espacial entre as Unidades da Federação e, desta forma, sugeriram que os modelos que estudam os estados brasileiros devem considerar a dependência espacial, sob pena de má especificação. Silveira Neto & Azzoni (2006) também evidenciaram padrões de correlação espacial em estudos de crescimento regional no Brasil.

Apesar de diversos trabalhos já abordarem o crescimento econômico incluindo o componente espacial, não são muitos os que investigam os aspectos educacionais ao longo do subespaço brasileiro. Alguns indicadores sobre o ensino nacional levam a crer na existência de grandes disparidades dentro do território.

O estudo do Todos Pela Educação<sup>11</sup> (2014) traz à tona as disparidades raciais e socioeconômicas do Brasil. A taxa de jovens declarados brancos que concluíram o ensino

---

<sup>11</sup> O relatório do ano de 2014 do movimento Todos Pela Educação, organização não governamental que congrega representantes de diferentes setores da sociedade, com base nos resultados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) do IBGE, mostra que o país tem avançado lentamente no que diz respeito à educação e acende o alerta para o risco de estagnação. Em 2013, pouco mais da metade dos jovens brasileiros (54,3%) concluiu o ensino médio até os 19 anos, idade considerada adequada para o término da educação básica. No ensino

médio aos 19 anos é de 65,2%. Entre os negros, o índice cai para 45%. No ensino fundamental, esses percentuais são de, respectivamente, 81% e 60%.

Quando levados em consideração os aspectos socioeconômicos, a diferença é ainda maior. O quartil mais pobre apresenta taxa de conclusão no ensino médio igual a 32,4%, enquanto os 25% mais ricos têm um percentual de 83,3%. No fundamental, os índices são 59,6% entre os mais pobres e 94% entre os mais ricos. A variação também muda conforme o tipo de localidade. Em áreas rurais, o percentual de alunos que concluem o ensino médio até os 19 anos (35,1%) é menor que o das áreas urbanas (57,6%).

Os abismos sociais também ficam evidentes quando se foca nas diferentes regiões da nação. Entre as cinco regiões brasileiras, o Norte apresenta a taxa mais baixa de jovens que terminaram o ensino médio até os 19 anos (40,4%) e o Sudeste a mais alta (62,8%). No comparativo, o Nordeste teve o maior crescimento, com elevação de 13,5 pontos percentuais desde 2007. O Sudeste e o Sul ficaram com o menor crescimento: 5,2 pontos percentuais em relação ao início do monitoramento. Na região Centro-Oeste, a regressão nas taxas em 2012 ainda não alcançou os níveis de 2011.

Em relação ao ensino fundamental, o Nordeste também registrou a maior evolução, com 15,7 pontos percentuais, desde 2007. Mas a região apresentou segundo pior resultado de 2013 (60,4%), estando à frente do Norte (57,6%). Já o Sudeste é a região com maior índice de conclusão dessa etapa na idade prevista (81,2%), apesar ter apresentado o menor crescimento desde 2007 (5,2 pontos percentuais). A situação observada na região Centro-Oeste é a mesma do ensino médio.

Uma grande apreensão dos especialistas em educação e dos gestores de políticas públicas é a defasagem entre a idade do indivíduo e o ano que ele está cursando na escola. A diferença de mais de dois anos entre a idade do aluno e a idade prevista para a série em que ele deveria estar matriculado é o parâmetro utilizado no cálculo da taxa de distorção idade-série, a qual segundo o estudo do Todos pela Educação (2014), com base nos dados do Ministério da Educação (MEC), vem diminuindo gradualmente desde 2007. No Ensino Fundamental, esta proporção passou de 27,7% dos alunos para 21%. No Ensino Médio, a taxa em 2007 era de 42,5% e caiu para 29,5% em 2013. Tais valores podem ser melhor visualizados pelas figuras 1 e 2. Além deste problema, a evasão escolar (que persiste em

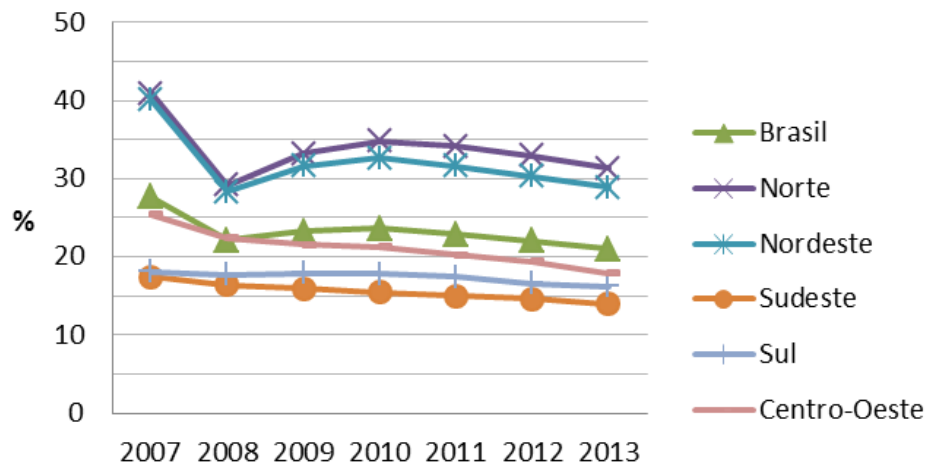
---

fundamental, a situação é melhor: a conclusão até os 16 anos foi alcançada por 71,7% dos jovens. A pesquisa diz respeito ao monitoramento de um conjunto de metas para a educação definidas pela entidade, e que deveriam ser alcançadas até 2022, quando será celebrado o bicentenário da independência do país. Entre elas, a previsão de que, em 2022, 95% ou mais dos jovens brasileiros de 16 anos tenham completado o ensino fundamental e 90% ou mais dos jovens de 19 anos tenham concluído o ensino médio.

valores elevados, sobretudo para o ensino médio) ainda é um grande gargalo para o progresso da nação.

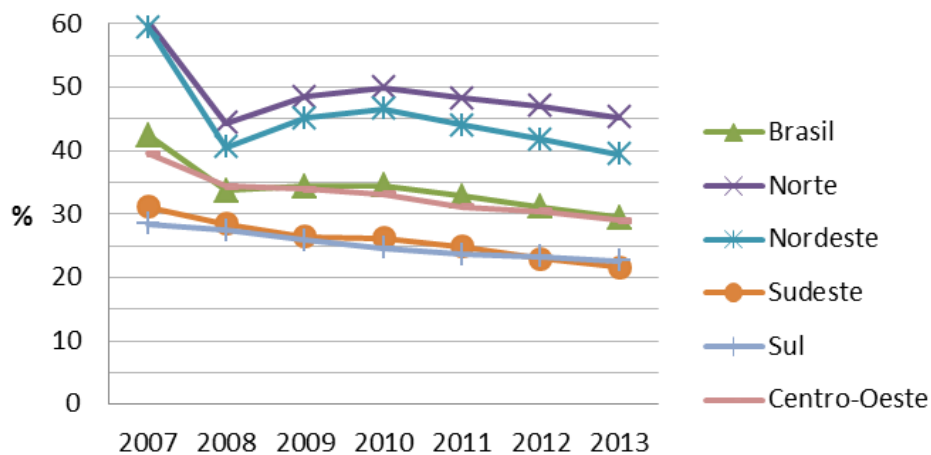
Mais uma vez, o entrave em questão não se distribui de forma homogênea pelo território nacional, como pode ser observado através das figuras 1 e 2 abaixo.

Figura 1- Taxa de distorção idade-série no Ensino Fundamental - Brasil e regiões



Fonte: MEC/Inep/DEED/CSI. Elaboração: Todos pelas Educação (2014).

Figura 2- Taxa de distorção idade-séries no Ensino Médio - Brasil e regiões



Fonte: MEC/Inep/DEED/CSI. Elaboração: Todos pelas Educação (2014).

Com base nas figuras 1 e 2, oriundas do relatório do Todos pela Educação (2014), e deste modo, comparando a situação de cada etapa em diferentes partes do país, depreende-se novamente que as regiões Norte e Nordeste são as mais sofrem com esse problema, com taxas de distorção idade-série no ensino fundamental (EF) que chegam a ser maiores que o dobro da taxa no Sudeste, região com menor percentual de alunos atrasados. Todavia, mesmo nesta região, as disparidades são evidentes: São Paulo, o estado que historicamente sofre menos

com esse problema, tem uma taxa de atraso escolar de 7,6% no EF e 15,3% no ensino médio (EM), enquanto o Rio de Janeiro tem, respectivamente, 26,3% e 32,6%, em 2013. Apesar de serem as regiões que apresentam, desde 2006, os maiores percentuais de alunos com distorção idade-série, o Norte e o Nordeste são também os estados onde mais houve evolução nesse aspecto, com uma queda de 9,6 pp e 11,2 pp, respectivamente no EF, e de 15,3 pp e 20,1 pp, no EM.

Dessa maneira, endossa-se a necessidade de uma investigação mais a fundo nas subdivisões do território nacional (desde o menor nível de agregação possível até os maiores), verificando a presença ou ausência de dependência espacial, e principalmente aqui, observar se a qualidade da educação e as demais variáveis que podem afetar o PIB per capita se comportam da mesma forma em diferentes níveis espaciais.

### 3 METODOLOGIA E TRATAMENTO DOS DADOS

O instrumental metodológico a ser utilizado consiste na Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE). Segundo Anselin (1995), a maneira mais comum para quantificar a estrutura de dependência espacial é utilizar a matriz de peso espacial. De acordo com Lesage (2004), esta estrutura é conhecida como matriz de proximidade espacial  $W$ , e é usada para representar a maneira pela qual um fato na vizinhança influencia o mesmo na unidade observacional específica, o que expressa a estrutura espacial dos dados. Dado um conjunto de  $n$  áreas  $\{A_1, \dots, A_n\}$ , elabora-se a matriz  $W_{(n \times n)}$ , em que cada um dos seus elementos ( $w_{ij}$ ) representa uma relação topológica entre  $A_i$  e  $A_j$ , relacionada por um critério. A seleção deste é importante, pois influencia diretamente os cálculos das estatísticas (ALMEIDA E GUANZIROLI, 2013).

Tal matriz fornece a composição das relações entre os diferentes pontos no espaço, destarte se torna um fator essencial para se trabalhar com econometria espacial, e por poder ser definida de diversas formas, muitos autores, dentre eles Abreu et. al (2005) e Pinkse & Slade (2010) criticam o uso dessa matriz. Essa corrente da econometria espacial considera as escolhas das definições para  $W$  deveras arbitrárias.

Além do mais, a matriz de variância-covariância é indiretamente determinada pelo modelo e pela matriz de vizinhança exógena, e é através daquela (matriz de variância-covariância) que muitos parâmetros em estudos de *cross-sections* são estimados, após ter sido

verificada a presença da autocorrelação espacial. Dito isto, pode-se classificar alguns tipos de matrizes de vizinhança pela seguinte forma (CARVALHO E ALBUQUERQUE, 2010):

- Contiguidade – um vizinho é definido com base nas suas fronteiras comuns ou com vizinhos de quinas, a forma como seus vizinhos são considerados se assemelha aos movimentos das peças de xadrez:
  - Contiguidade de Torre (Rook), em que se considera a fronteira de um lado comum com outra localidade;
  - Contiguidade do Bispo (Bishop), em que se consideram as fronteiras de vértices (ou quinas);
  - Contiguidade de Rainha (Queen), em que são consideradas as fronteiras diagonais e também os vértices.
- Distância – um vizinho é definido baseado em sua distância com relação a cada unidade espacial (de um ponto para outro ponto, de um centroide para outro centroide);
- Os  $k$  vizinhos mais próximos – utiliza a distância, mas leva em consideração apenas os “ $k$ ” vizinhos mais próximos.

A figura<sup>12</sup> a seguir expressa as vizinhanças utilizando a área  $E$  como referência:

Figura 3– Matrizes de Contiguidade: Queen, Bishop e Rook.

A	B	C	A	B	C	A	B	C
D	E	F	D	E	F	D	E	F
G	H	I	G	H	I	G	H	I
Rainha			Bispo			Torre		

Fonte: Adaptado de Salgueiro (2012).

A interpretação da figura 3 consiste em que na matriz de contiguidade rainha, os locais A, B, C, D, F, G, H, I são vizinhos de E. Na especificação bispo, a vizinhança de E é composta por: A,C,G, I. Já para a matriz torre, os vizinhos de E são as localidades B, D, F, H.

Abreu *et al.* (2005) expõem, percentualmente, quais são as especificações mais escolhidas pelos pesquisadores para a matriz  $W$ . A matriz de Contiguidade simples é a mais

<sup>12</sup>A matriz de vizinhança de contiguidade ilustrada é de ordem 1. Este valor indica a ordem dos vizinhos que estão sendo relacionados à área de referência. Por exemplo, para a contiguidade *Rook* a primeira ordem define como vizinhos  $B, D, F$  e  $H$ , se a matriz fosse considerada de ordem 2, os vizinhos destas áreas ( $B, D, F$  e  $H$ ) seriam também considerados vizinhos de  $E$ .

utilizada (38%), seguida pela matriz de Distância (29%). Em terceiro lugar está a combinação delas (14%), enquanto que o uso dos  $k$  vizinhos mais próximos foi o menos utilizado (8%).

Assim, no presente trabalho, optou-se pela matriz mais comumente escolhida, a de contiguidade Queen, de ordem 1. Para cada agregação territorial (municipal, microrregional, mesorregional e estadual) foram criadas novas matrizes  $W$ , porém todas sendo rainha de ordem 1. Na análise dos municípios brasileiros, verificou-se que cada cidade possuía em média 5,45 vizinhos. Sendo que o maior número de vizinhos existentes para um município foi de 22 e o menor de 2. Diante desta informação<sup>13</sup>, é possível que a matriz dos 5 vizinhos mais próximos (comumente testada quando se opta pelo uso dos  $k$  vizinhos) apresente resultados similares ao da matriz Queen 1. Portanto, preferiu-se utilizar aqui apenas essa última especificação.

### 3.1 MODELOS PARAMÉTRICOS PARA DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Nesta seção, será feita uma discussão de alguns dos modelos paramétricos comumente utilizados em econometria espacial e que serão utilizados por este trabalho. A discussão se limitará a regressões com dados *cross-section*<sup>14</sup>. Antes de se aprofundar nos modelos espaciais, algumas considerações são necessárias.

Na econometria convencional, às vezes, ocorre a situação em que uma ou mais variáveis explicativas (a matriz  $X$ ) estejam correlacionadas com o termo de erro, engendrando um problema de endogeneidade. Intuitivamente, a endogeneidade pode ser entendida como a variável explicativa determinando a variável dependente, mas, por sua vez, esta também está determinando a variável explicativa por meio de um mecanismo retroalimentador, gerando simultaneidade. Essa violação dos pressupostos do modelo de regressão linear clássico acarreta consequências graves, a saber, as estimativas por MQO são viesadas e inconsistentes (ALMEIDA, 2012). Dada a grande discussão já mencionada a respeito da endogeneidade entre renda/PIB e educação, é fundamental pensar em estratégias que contornem o problema.

Confrontando essa situação, costuma-se estimar o modelo usando o método de variáveis instrumentais. A ideia é usar um conjunto de instrumentos que apresentem duas propriedades. Primeiro, esses instrumentos precisam estar correlacionados com as variáveis

---

<sup>13</sup> Os valores da média, máximo e mínimo de vizinhos foram obtidos através do software IpeaGEO.

<sup>14</sup> Ver Anselin (1988), Lesage (1997 e 1999), Pace e Barry (1997 e 1998), Anselin e Florax (2000), Anselin *et al.* (2004), Lesage e Pace (2009).

explicativas. Segundo, tal conjunto de instrumentos não pode estar correlacionado com o termo de erro. Cabe destacar que essa última é a condição fundamental para se obter a consistência das estimativas.

Kelejian e Robinson (1998) demonstraram que as defasagens espaciais das variáveis exógenas de diversas ordens ( $WX$ ,  $W^2X$ ,  $W^3X$ ,...) são consideradas como instrumentos “ideais”, pois, de um lado, não são correlacionados com o termo de erro e, por outro, são muito correlacionados com  $X$ . Para se obter a consistência, basta incluir  $WX$  como instrumentos. Todavia, com vistas de se conseguir estimativas mais eficientes, é aconselhável incluir  $W^2X$ ,  $W^3X$  etc. Assim, formalmente, o conjunto de instrumentos pode ser expresso como  $Q = [X, WX, W^2X, W^3X, \dots]$ .

Feitas essas ressalvas, é possível agora analisar as diferenças dos modelos de dependência espacial.

### 3.1.1 Modelos SAR

Um dos modelos mais comumente utilizados para modelagem de correlação espacial é o modelo autorregressivo espacial (*spatial autorregressive model*), ou simplesmente modelo SAR. A ideia dos modelos SAR é utilizar a mesma ideia dos modelos AR (autorregressivos) em séries temporais, por meio da incorporação de um termo de *lag* entre os regressores da equação. Na sua forma mais simples, o modelo SAR tem expressão:

$$y = \rho Wy + \epsilon, \quad (14)$$

onde  $y$  é um vetor coluna, contendo  $n$  observações na amostra para a variável resposta  $y_i$ , o coeficiente escalar  $\rho$  (*rho*) corresponde ao parâmetro autorregressivo, esse parâmetro possui como interpretação o efeito médio da variável dependente relativo à vizinhança espacial na região em questão, já o termo  $\epsilon$  corresponde a um vetor coluna contendo os resíduos  $\epsilon_i$  da equação. Por enquanto, assume-se que os resíduos  $\epsilon_i$  são independentes e identicamente distribuídos, com distribuição normal, com média zero e variância homogênea  $\sigma^2$ .

O modelo paramétrico em (14) contém, como parâmetros desconhecidos, o coeficiente  $\rho$  e a variância  $\sigma^2$ . A estimação do parâmetro  $\rho$  (*rho*) permite, por exemplo, inferir o grau de correlação espacial entre as observações  $y_i$ . Além disso, testando-se a

significância do parâmetro  $\rho$ , tem-se um procedimento para investigar a presença ou não de dependência espacial entre as observações.

Para Carvalho Iwata e Albuquerque (2011), uma das primeiras sugestões para a estimação do coeficiente  $\rho$  é a utilização do estimador de mínimos quadrados ordinários (OLS ou MQO). No entanto, quando o vetor de covariáveis (variáveis do lado direito da equação) é correlacionado com o resíduo da regressão, sabe-se que o estimador de mínimos quadrados ordinários é inconsistente. Esta correlação entre os resíduos e o regressor é observada no modelo em (14)<sup>15</sup>. Portanto, a estimação via OLS resultaria em uma estimativa inconsistente para o coeficiente  $\rho$ .

Como alternativa, recomenda-se realizar a estimação espacial SAR que não sofre do problema de inconsistência do estimador de mínimos quadrados ordinários, devido à endogeneidade do regressor  $Wy$ . A partir de (13), pode-se escrever

$$y = (I - \rho W)^{-1} \epsilon \quad (15)$$

onde  $I$  é uma matriz identidade com dimensão  $n$ . Testando-se a significância do parâmetro  $\rho$ , se está implicitamente testando a presença de dependência espacial das observações para a variável  $y_i$ .

O modelo SAR em (14) pode ser estendido, para incorporar variáveis exógenas no lado direito da equação, obtendo-se:

$$y = \rho Wy + X\beta + \epsilon \quad (16)$$

em que a matriz  $X$  é uma matriz contendo as observações das variáveis exógenas. A dimensão de  $X$  é  $n \times k$  sendo  $k$  o número de regressores. Cada linha da matriz  $X$  corresponde a uma observação na base de dados (um polígono, em um sistema georreferenciado). No caso de a regressão incluir um intercepto, a primeira coluna da matriz  $X$  possui apenas valores 1. O vetor  $\beta$  é um vetor coluna de coeficientes para as variáveis exógenas, e possui dimensão  $k \times 1$ . O modelo em (16) é conhecido como modelo SAR misto.

Da mesma forma que no SAR simples (Equação (14)), a estimação dos parâmetros  $\lambda$  no modelo SAR misto via mínimos quadrados ordinários também produz estimativas inconsistentes, uma vez que o vetor de lags espaciais  $Wy$  é correlacionado com o

---

<sup>15</sup> Ver Anselin (1988) e Lesage e Pace (2009).



vetor de resíduos  $\epsilon$ . Novamente, deve-se utilizar do modelo de defasagem espacial, podendo assim escrever:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \epsilon \quad (17)$$

Para o modelo de defasagem espacial, quando a normalidade não é garantida, é possível estimar usando o método das variáveis instrumentais<sup>16</sup>. Já para o modelo do erro auto-regressivo espacial, quando a normalidade não pode ser assumida, Kelejian e Prucha desenvolveram um método baseado nos Momentos Generalizados (GMM) para estimar esse tipo de modelo. Por isso preferiu-se no presente trabalho lançar mão do método GMM para todos os modelos espaciais realizados, uma vez que ele fornece estimadores consistentes e é recomendado para casos de suspeita de endogeneidade. Além do mais, esse estimador não depende da hipótese de normalidade dos resíduos, fundamental em estimadores pelo método da Máxima Verossimilhança. Desse modo, com a correção da autocorrelação espacial pelo estimador SAR de KP, há o aumento da eficiência das estimativas (ALMEIDA *et al*, 2008).

### 3.1.2 Modelos SEM

Da mesma forma que os modelos SAR partem da especificação de modelos AR para séries temporais, outra classe de modelos espaciais parte da especificação de modelos MA (médias móveis) para observações no tempo. Estes modelos espaciais são denominados modelos de erros espaciais (*spatial error models*), ou simplesmente SEM. Os modelos SEM possuem a seguinte especificação:

$$y = X\beta + u \quad (18)$$

No caso, os resíduos da equação observada possuem uma estrutura autorregressiva, da forma

$$u = \lambda Wu + \epsilon \quad (19)$$

O vetor de resíduos  $\epsilon$  possui distribuição normal multivariada, com média nula e matriz de covariância  $\sigma^2 I$ . O coeficiente escalar  $\lambda$  indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada. Mais especificamente, esse parâmetro mensura o efeito médio dos erros dos vizinhos em relação ao resíduo da região em questão. Note-se que, ao contrário dos modelos SAR, os modelos SEM não apresentam a variável

---

<sup>16</sup> O método de variáveis instrumentais (que considera um instrumento para cada variável endógena) e o método dos mínimos quadrados em dois estágios também são considerados casos especiais de GMM (HAYASHI, 2000).

resposta como uma função direta dos seus *lags* espaciais. A autocorrelação espacial nos modelos SEM aparece nos termos de erro.

É necessário lembrar que a literatura apresenta uma discussão sobre estimação dos parâmetros do modelo SEM também via máxima verossimilhança. Combinando as expressões (18) e (19), obtém-se

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}\epsilon \quad (20)$$

### 3.1.3 Modelos SAC

Finalmente, os modelos SEM e SAR podem ser combinados em uma especificação mais geral, formando um modelo de defasagem com erro espacial (SAC), assumindo a forma:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + u \quad (21)$$

na qual os resíduos da equação observada possuem uma estrutura autorregressiva, do formato:

$$u = \lambda W_2 u + \epsilon \quad (22)$$

As matrizes  $W_1$  e  $W_2$  são matrizes de contiguidade não necessariamente iguais.

De fato, quando  $W_1 = W_2$ , o modelo é não identificado, e as estimativas para os coeficientes  $\lambda$  e  $\rho$  podem resultar bastante instáveis<sup>17</sup>, a menos que a matriz de delineamento  $X$  contenha pelo menos uma variável exógena além do intercepto, que é o caso do modelo SARMA, o qual pode ser feito via máxima verossimilhança ou por GMM (Método de momentos generalizados).

No presente trabalho, a estimação SAC também será feita por GMM e utilizando o estimador de Kelejian e Prucha (2010). Ele permite a estimação de parâmetros na presença de variáveis endógenas do lado direito da equação, contabilizando e/ou corrigindo para a presença de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo. O trabalho de Iwata e Albuquerque (2011) alerta sobre as críticas a respeito dos modelos SAR e correlatos não levarem em consideração a presença de dependência entre o vetor de regressores  $x_i$  e os resíduos  $u_i$ , causada pela presença de regressores endógenos em  $x_i$  e/ou pela presença de heteroscedasticidade condicionada aos regressores. Entretanto, outras propostas como o estimador de Kelejian e Prucha e o estimador HAC, visam a corrigir esses problemas.

---

<sup>17</sup> Para mais detalhes, ver Anselin (1988), e Lesage e Pace (2009).

A vantagem de tal uso é a correção para a presença de autocorrelação espacial e heterocedasticidade nos resíduos. O estimador baseia-se no método de momentos generalizados, utilizando como instrumento as variáveis defasadas espacialmente, ou seja, a variável dos municípios vizinhos é considerada exógena para explicar a variável do município (por exemplo, ao invés de utilizar  $X$  na regressão, instrumentaliza-se com a variável  $WX$ ). Para correção da autocorrelação espacial e heterocedasticidade no resíduo, emprega-se uma matriz para diagonalizar os resíduos e tornar o estimador robusto (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2010). Assim este estimador corrige para heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos, endogeneidade do lado direito da especificação, além de não exigir obrigatoriamente a condição de normalidade na distribuição dos erros.

Seguindo LeSage e Pace (2009), é possível utilizar apenas a especificação SAC para reportar as medidas de impacto de seu modelo, pois ela não apresentará estimativas viesadas caso o processo gerador de dados verdadeiro seja um modelo SAR, o contrário não sendo verdadeiro.

É válido lembrar também que o estimador de Kelejian e Prucha HAC exige uma matriz de pesos espaciais Kernel<sup>18</sup> para ser calculado. A largura da banda é um dos pontos importantes desse método, sendo que essa pode ser constante (constituindo um kernel espacial fixo) ou adaptativa. No caso do kernel adaptativo, nas áreas onde as observações são mais escassas, o kernel se expande e, quando as observações são mais abundantes, o kernel se encolhe, produzindo estimações mais eficientes e menos viesadas. Ademais, como não há um único raio que seja satisfatório para todo o território brasileiro, o kernel adaptativo é utilizado aqui, e seu formato escolhido foi o triangular (ou Barlett, sendo essa especificação uma das mais presentes na literatura).

### 3.1.4 Modelo de Durbin Espacial ou SDM

A principal justificativa para a estimação desse modelo é o fato dele possuir um alcance global, dado pelo multiplicador espacial da variável dependente, e um alcance localizado, dado pelas defasagens espaciais das variáveis explicativas. Portanto, o modelo SDM assume a forma:

$$Y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} WX\theta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (23)$$

---

<sup>18</sup> Apesar da literatura sobre a matriz de pesos espaciais Kernel em modelos de econometria espacial ser escassa, Chasco (2013) explica os principais tipos dessa matriz e sua importância para o estimador HAC.

Tal modelo incorpora a ideia do transbordamento por meio da defasagem das variáveis independentes ( $WX$ ) e, também supõe que exista um processo de difusão ou de algum outro fenômeno que justifique a inclusão da variável endógena defasada espacialmente ( $Wy$ ). Assim, esse método incorpora o uso de variáveis instrumentais dada a indicação de endogeneidade.

LeSage e Pace (2009) corroboram a motivação para se usar o SDM, a qual de acordo com esses autores, vem de situação de trabalhos empíricos aplicados em econometria, com a omissão de variáveis relevantes que são correlacionadas com, pelo menos, alguma variável explicativa, incluída na regressão. Além disso, a variável omitida é autocorrelacionada espacialmente.

### 3.2 TESTES PARA DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Na seção anterior, foram discutidos alguns modelos mais comumente utilizados para contabilizar a presença de dependência espacial nos resíduos (ou na própria variável resposta) do modelo de regressão. Nesta seção, serão anunciados os testes para dependência espacial mais relativamente aceitos na literatura, sendo eles: Estatística de Moran; teste de Kelejian-Robinson; testes assintóticos a partir de especificações paramétricas (sabendo-se que as metodologias mais tradicionais para esses últimos são o teste de Wald, teste da razão de verossimilhança [*likelihood ratio* –  $LR$ ] e teste dos multiplicadores de Lagrange [*Lagrange multipliers* –  $LM$ ]). No presente trabalho, nos ateremos na explicação da Estatística  $I$  de Moran<sup>19</sup>, por ser o teste de dependência espacial mais amplamente utilizado e porque será empregado em diversas análises dos modelos aqui propostos, e também nos testes dos Multiplicadores de Lagrange, os quais são utilizados como critérios de escolha dos modelos.

Os testes para dependência espacial essencialmente se baseiam em estimar primeiramente por Mínimos Quadrados Ordinários e testar se a omissão do componente espacial gera correlação espacial nos resíduos da regressão (SALGUEIRO, NAKABASHI E DE PRINCE, 2011).

#### 3.2.1 Estatística de Moran

Uma das estatísticas para testes de dependência espacial mais disseminada é a estatística  $I$  de Moran (ANSELIN & FLORAX (1995)). Esta estatística pode ser aplicada à

---

<sup>19</sup> Para maiores explicações do funcionamento dos demais testes para dependência espacial, recomenda-se a leitura de Iwata e Albuquerque (2011).

variável  $y_i$  diretamente, ou aos resíduos da regressão de  $y_i$  versus um conjunto de variáveis explicativas. Para Anselin (1995), o valor da estatística de Moran representa justamente o coeficiente angular da reta. Considerando-se então um modelo de regressão linear, na forma da equação (17), porém a partir da estimativa de mínimos quadrados ordinários para o vetor de coeficientes, obter-se-á a seguinte expressão para os resíduos:

$$\hat{u} = y - X[X'X]^{-1}[X'y] \quad (24)$$

Posto isso, a estatística  $I$  de Moran para a autocorrelação espacial pode ser aplicada nos resíduos do modelo de regressão de maneira direta. Formalmente, a estatística  $I$  é dada por

$$I = \frac{n}{s} \left[ \frac{\hat{u}'W\hat{u}}{\hat{u}'\hat{u}} \right] \quad (25)$$

onde  $\hat{u}$  é o vetor de resíduos da regressão por mínimos quadrados ordinários,  $W$  é a matriz de contiguidade espacial,  $n$  é o número de observações da amostra e  $s$  é um fator de padronização igual à soma de todos os elementos da matriz  $W$ . A partir da estatística  $I$ , pode-se construir um teste para a hipótese nula de presença de independência espacial. Sob hipótese nula, há a presença de independência espacial, enquanto a rejeição da hipótese nula apresenta evidências de autocorrelação espacial no modelo de regressão.

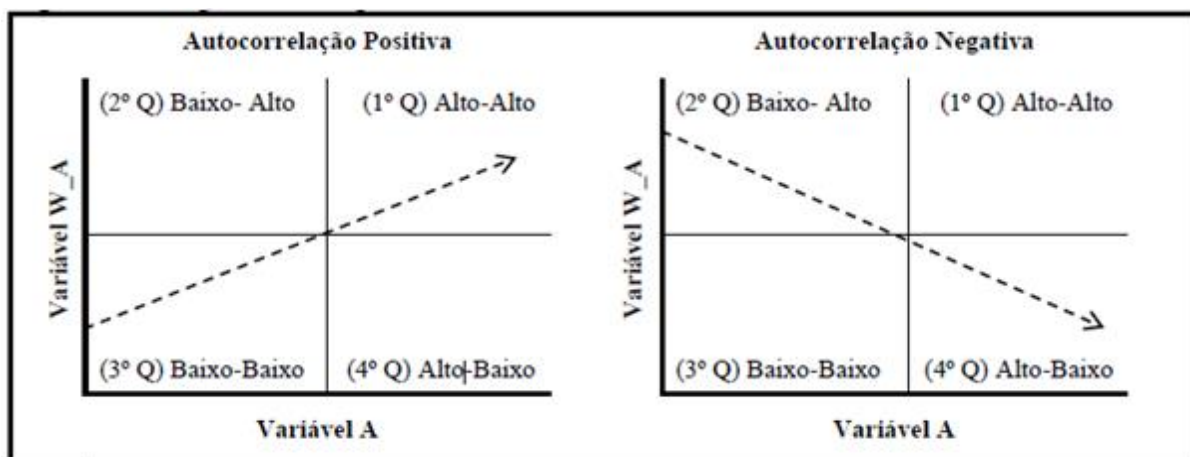
Essa estatística varia entre  $-1$  e  $1$ , fornecendo uma medida geral da associação linear (espacial) entre os vetores  $Z_t$  no tempo  $t$  e a média ponderada dos valores da vizinhança, ou lags espaciais ( $WZ_t$ ). Valores próximos de zero indicam inexistência de autocorrelação espacial significativa: quanto mais próximo do valor unitário, mais autocorrelacionado estará. Se o valor dessa estatística for positivo (negativo), a autocorrelação será positiva (negativa). Esse indicador é uma forma de detectar similaridade entre as áreas (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011).

Na perspectiva de diversos autores [Batista da Silva e Silveira Neto (2009), Anselin (1995) entre outros] o indicador de associação espacial Global de Moran pode ocultar ou ser insatisfatório na identificação de padrões locais espaciais como, por exemplo, os *clusters* e os *outliers* locais significantes. Assim, Almeida (2012) argumenta que a indicação de padrões globais de autocorrelação espacial pode não estar em consonância com padrões locais. Sendo assim, tais resultados podem levar a conclusões estatisticamente incompletas e/ou insatisfatórias. Logo, faz-se necessário a estimação do  $I$  de Moran Local (LISA), pois tal procedimento é capaz de capturar possíveis padrões de autocorrelação espacial. O LISA

captura a dependência espacial de determinado município e, posteriormente, compara os valores obtidos com aqueles encontrados nos municípios vizinhos.

A representação dessa estatística geralmente se dá através dos mapas de Cluster LISA<sup>20</sup> e dos gráficos de espalhamento de Moran (Moran Scatterplot), representado na figura (4).

Figura 4- Diagrama de dispersão de Moran univariado



Fonte: Almeida (2012) adaptado por Marconato (2015).

Um agrupamento Alto-Alto (AA) significa que as unidades espaciais que ali se encontram exibem valores altos da variável de interesse rodeados por unidades espaciais que apresentam valores também altos, representado pelo primeiro quadrante do diagrama.

Um agrupamento Baixo-Alto (BA) é concernente a um cluster no qual uma unidade espacial qualquer, com um baixo valor da variável de interesse são circundados por unidades espaciais com alto valor. Tal fato é observado no segundo quadrante.

Um agrupamento Baixo-Baixo (BB) refere-se às unidades espaciais que mostram valores baixos circundados por unidades espaciais que ostentam valores também baixos, representado pelo terceiro quadrante.

Um agrupamento Alto-Baixo (AB) diz respeito a um cluster no qual uma unidade espacial qualquer, com um alto valor da variável de interesse são circunvizinhos de unidades espaciais com um baixo valor. Isso é visto no quarto quadrante.

<sup>20</sup> Em outro aspecto o mapa LISA combina a informação do diagrama de dispersão de Moran e a informação o mapa de significância das medidas de associação Local  $I_i$ , e apresenta as associações espaciais classificadas em quatro categorias, exibindo assim o mapa de clusters (ALMEIDA,2012).

Embora extremamente difundida nas análises espaciais, a estatística do teste de I de Moran não auxilia em termos de qual o modelo apropriado sob a hipótese alternativa. Nesse sentido, os testes multiplicadores de Lagrange auxiliam a distinguir entre modelos de erro espacial, de defasagem espacial ou com ambos os componentes (ANSELIN, 2007).

### 3.2.2 Multiplicadores de Lagrange (LM)

Como foi visto, o problema comum dos testes gerais é a sua incapacidade de indicar como a autocorrelação toma forma, quando a hipótese nula é rejeitada. A solução é o desenvolvimento de testes chamados de específicos. Essa denominação é decorrência da capacidade desse tipo de teste de *especificar* a forma assumida pela autocorrelação espacial (ALMEIDA, 2012).

A maioria dos testes específicos é do tipo Multiplicador de Lagrange. Por isso, vale a pena apresentar o princípio desses testes, no entanto aqui não serão demonstradas as suas fórmulas de cálculo, as quais são descritas em Florax *et al* (2003) e em Anselin *et al* (1996).

- **Teste ML $\rho$**

Trata-se de um teste do tipo multiplicador de Lagrange contra a defasagem espacial. Esse teste específico é dito ser unidirecional, porque uma hipótese alternativa é estabelecida a respeito do processo estocástico gerador do erro, contendo somente um único parâmetro espacial. Ele verifica uma única especificação, assumindo que o restante do modelo é especificado corretamente (ANSELIN E BERA, 1998). As hipóteses nula e alternativa são estabelecidas como:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

- **Teste ML $\lambda$**

O outro teste específico unidirecional, proposto originalmente por Burrige (1980), é um teste do tipo Multiplicador de Lagrange contra a autocorrelação espacial na forma do modelo de erro autorregressivo espacial. Assumindo que  $\rho = 0$ , a hipótese nula e a alternativa seguem abaixo.

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

- **Teste  $ML^*\rho$  robusto**

Os testes do tipo multiplicador de Lagrange tanto contra a defasagem quanto contra o erro espacial não apresentam muito poder (ALMEIDA, 2012). Para contornar esse problema, foram desenvolvidas algumas extensões desses testes a fim de aumentar o seu poder. As versões robustas desses testes procuram lidar com as situações em que há má especificação local. Do ponto de vista técnico, os testes robustos são similares aos dois testes vistos anteriormente, porém, incorporam um fator de correção para levar em conta a má especificação local (Florax *et al.*, 2002).

Tecnicamente, tal teste é similar ao teste  $ML_\rho$ , no qual é testado  $\rho = 0$ , porém, agora incorporando um fator de correção com o intuito de lidar com a má especificação local do modelo, ou seja, neste caso,  $\lambda \neq 0$ .

- **Teste  $ML^*\lambda$  robusto**

O problema reside no fato de que  $ML_\lambda$  segue uma distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade, se  $\rho = 0$ . No caso em que houver má especificação local, ou seja,  $\rho \neq 0$ , o teste  $LM_\lambda$  transforma-se em uma qui-quadrado não centralizada, o que fará com que o teste rejeite a hipótese nula com muita frequência.

Conforme Anselin e Bera (1998, p. 277), no caso em que realmente não existe autocorrelação na forma de defasagem, mas somente autocorrelação na forma de erro, o poder do teste robusto  $ML^*\lambda$  é menor que teste  $ML_\lambda$ . Isso é chamado de “custo da robustificação”, ou seja, o preço a ser pago para tornar o teste ML robusto.

Agora que os testes espaciais já foram explicados, pode-se utilizá-los como ferramentas para a escolha do melhor modelo.

### 3.3 PROCEDIMENTOS DE ESPECIFICAÇÃO DE MODELOS ESPACIAIS

Anselin (1994) acredita que existe certa dificuldade na especificação de modelos mais apropriados na presença de relação entre heterogeneidade espacial e a dependência espacial, pois a heterogeneidade espacial pode gerar a dependência espacial e a dependência espacial pode induzir a heterogeneidade espacial. Barreto (2007) afirma que a dependência espacial é a tendência de determinadas variáveis estarem associados a valores dos seus vizinhos mais próximos. Para Cressie (1991), a dependência espacial existe em qualquer direção. No



entanto, tal processo perde força ao passo que a localização dos dados sofre dispersão. Lembrando que Tobler (1970) encontra o que viria ser denominado de primeira lei da geografia, afirmando que tudo está relacionado a tudo. No entanto, as coisas mais próximas estão mais relacionadas entre si do que as coisas mais distantes.

Posto isso, Florax *et al.* (2002) propuseram uma estratégia de identificação híbrida, abrangendo os testes clássicos e robustos para a autocorrelação com os seguintes passos:

- 1<sup>o</sup> passo: estime o modelo clássico de análise de regressão linear por meio de MQO.
- 2<sup>o</sup> passo: teste a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio das estatísticas  $ML_{\rho}$  e  $ML_{\lambda}$ .
- 3<sup>o</sup> passo: caso ambos os testes não sejam significantes, use o modelo clássico como o modelo mais apropriado. Caso contrário, siga para o próximo passo.
- 4<sup>o</sup> passo: caso ambos sejam significantes, estime o modelo apontado como o mais significativo pelas versões robustas desses testes  $ML_{\rho}^*$  e  $ML_{\lambda}^*$ . Por exemplo, se  $ML_{\rho}^* > ML_{\lambda}^*$ , use o modelo com a defasagem como o mais apropriado. Caso  $ML_{\lambda}^* > ML_{\rho}^*$ , use o modelo de erro autorregressivo espacial como o mais apropriado. Caso contrário, siga para o próximo passo.
- 5<sup>o</sup> passo: se o teste  $ML_{\rho}^*$  é significativo e o  $ML_{\lambda}^*$  não, adote o modelo de defasagem espacial. Caso contrário, vá para o próximo passo.
- 6<sup>o</sup> passo: se o teste  $ML_{\lambda}^*$  é significativo e o  $ML_{\rho}^*$  não, adote o modelo de erro espacial.

Almeida (2012) explica que esses testes acima foram desenvolvidos para se testar modelos SAR e SEM. Entretanto, sabe-se hoje da existência de mais fontes de autocorrelação espacial além dessas duas, sobretudo aquelas que incluem a defasagem espacial do tipo WX, como nos modelos SLX e SDM.

Sendo assim, é possível começar as análises partindo de um modelo específico e ir checando as hipóteses até se alcançar um modelo mais abrangente. Inicia-se então, de um modelo simplificado, como um OLS, verificando a presença ou ausência de componente espacial, a princípio comparando com os métodos SAR e SEM, e posteriormente verificando se outras formas de dependência espacial aparecem nos cálculos. Existe também a estratégia geral-específica, que parece ser empiricamente similar à primeira, embora Golgher (2015) afirme que existe uma leve superioridade na específica-geral (a qual foi a escolhida no presente trabalho) quanto aos resultados das simulações.

O recomendável então, seria a partir de um modelo OLS, observar as estatísticas de I-Moran e Multiplicadores de Lagrange, realizar as regressões dos modelos indicados, observando os testes das hipóteses nulas dos métodos de econometria espacial. Tão logo, essa será a estratégia adotada aqui, cujos resultados poderão ser vistos na seção 4. As figuras (5) e (6) de Golgher (2015) resumem os passos da estratégia específico-geral e seus complementos.

Figura 5 - Primeiros passos da estratégia específica-geral

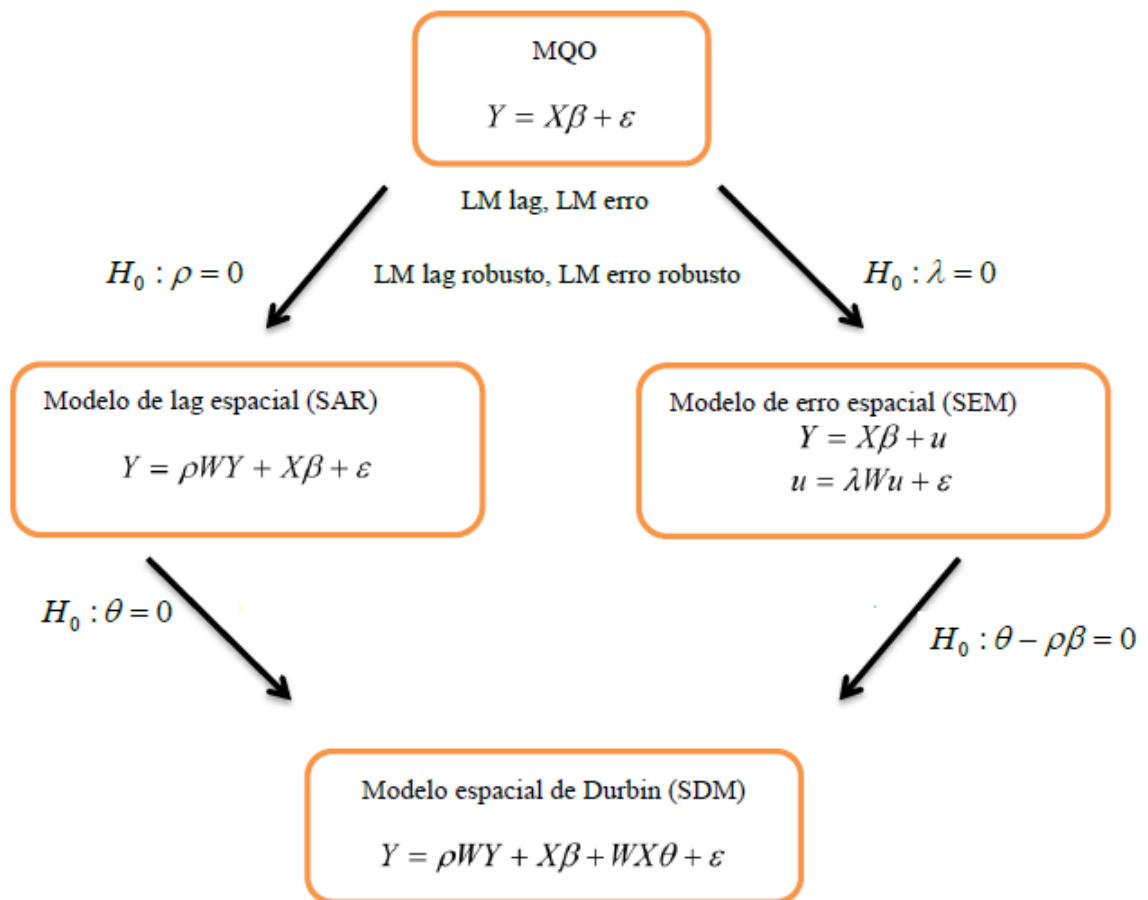
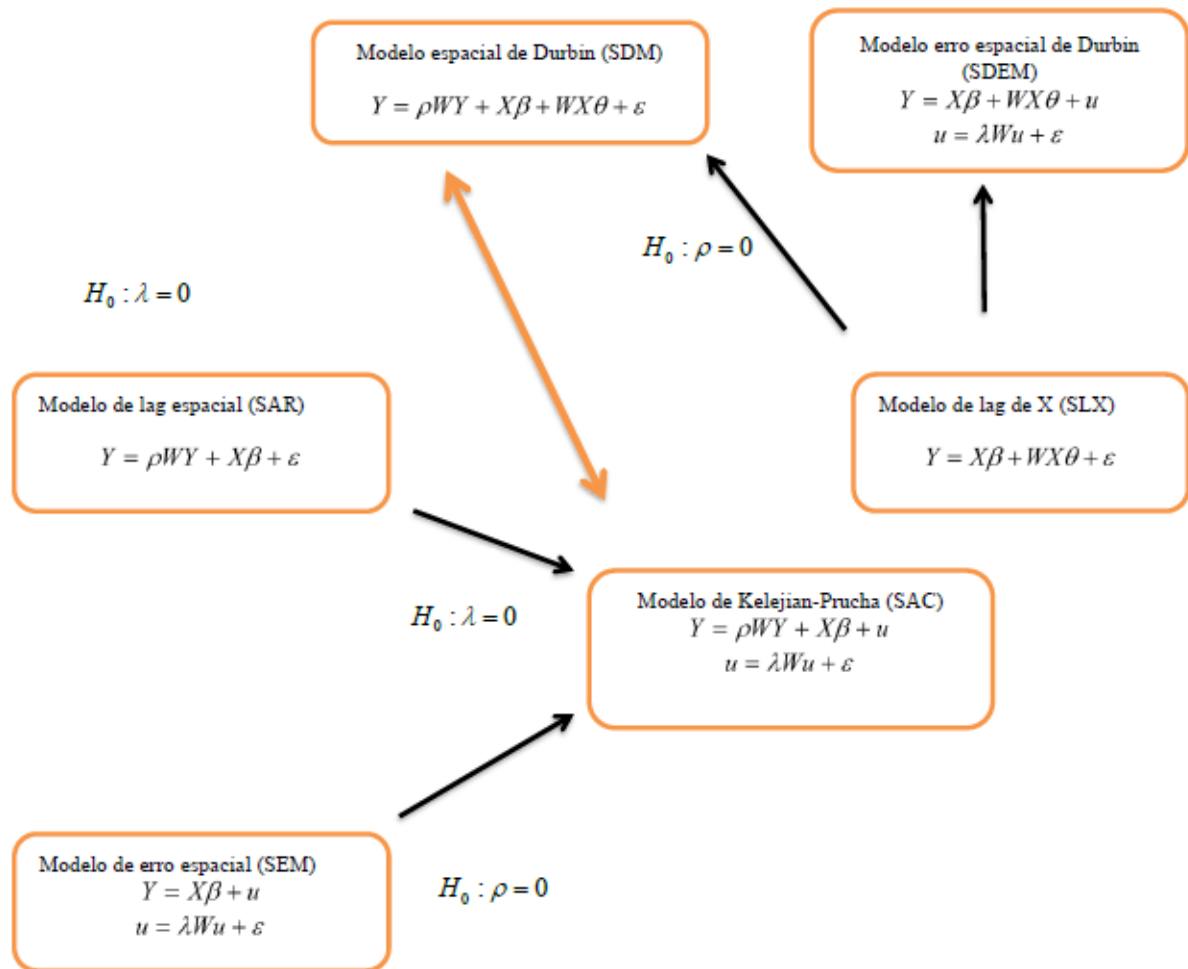


Figura 6 – Passos complementares da estratégia específica-geral



Fonte (5) e (6): Golgher (2015).

Após a estimação dos modelos supracitados, Almeida (2012) afirma que a decisão final para selecionar como o melhor modelo deve se basear naquele que atender a dois critérios, ordenados em importância:

- 1) Os resíduos do modelo não apresentam autocorrelação espacial;
- 2) O modelo apresenta menor critério de informação (critério Akaike), dentre os modelos que não apresentam autocorrelação espacial nos resíduos.

Portanto, foi demonstrado o passo a passo que será seguido para encontrar um bom representante do verdadeiro processo estocástico gerador dos dados. Na próxima subseção, será definido o modelo OLS que irá reger o presente estudo.

### 3.4 MODELO EMPÍRICO DO PIB PER CAPITA

O modelo proposto para investigação neste estudo é inspirado na literatura de modelos de crescimento endógeno. A especificação da equação do PIB per capita segue uma adaptação do modelo de crescimento (diferenciais de renda per capita) de Kroth e Dias (2012). A equação abaixo apresenta a função produção de forma genérica, evidenciando que o produto da economia ( $Y$ ) é função do capital físico ( $K$ ) e do capital humano ( $H$ ). A esta equação é adicionada uma variável que mensura a qualidade da educação ( $Q$ ).

$$Y = f(K, H, Q) \quad (26)$$

O presente trabalho visa realizar uma análise cross-section para os municípios e microrregiões brasileiras para o ano de 2010, investigando o efeito da qualidade da educação fundamental no crescimento econômico. Não cabe ainda a esse trabalho calcular uma taxa de crescimento econômico propriamente dita de um modelo formal de crescimento endógeno, pois seria necessária a disponibilidade de dados com defasagem temporal e com desagregação territorial, além de muitas informações<sup>21</sup> que fogem do escopo principal. Assim, almejando investigar o comportamento das variáveis explicativas do PIB per capita no subespaço brasileiro, far-se-á uso dos modelos de dependência espacial: SAR, SEM, SAC e SDM, cujas definições aparecem em subseções anteriores. Assim, o ponto de partida da análise será o modelo OLS a seguir, para posteriormente testarmos suas modificações e dependências espaciais. Os modelos serão rodados a nível municipal, microrregional, mesorregional e estadual para todo o país.

$$\begin{aligned} \ln(\text{PIBpc}) = & \alpha_0 + \beta_1 \ln(\text{urban}) + \beta_2 \ln(\text{denspopu}) + \beta_3 \ln(\text{propmedio}) + \beta_4 \ln(\text{propsup}) \\ & + \beta_5 \ln(\text{anosest}) + \beta_6 \ln(\text{CIFPM}) + \beta_7 \ln(\text{infraest}) + \beta_8 \ln(\text{Qualieduc}) + \epsilon \end{aligned} \quad (27)$$

As variáveis<sup>22</sup> desse modelo serão descritas na próxima subseção, bem como as justificativas de suas escolhas. Faz-se necessário destacar que todas as estimações foram feitas utilizando duas especificações do modelo representado em 27. A especificação número 2 é exatamente a que ali consta, enquanto a primeira não possui o coeficiente  $\beta_8$ , isto é, a análise é feita sem o componente de qualidade educacional.

Para indicar o produto da economia, utilizou-se o PIB per capita da região linearizado. O uso de logaritmos nas variáveis dependentes ou independentes pode permitir

<sup>21</sup> Dentre elas, pode-se destacar a depreciação do capital e o avanço tecnológico propriamente ditos.

<sup>22</sup> As variáveis foram abreviadas por limitações de espaço, porém já serão definidas e explicadas na próxima subseção.

relações não-lineares entre a variável explicada e as variáveis explicativas (Wooldridge, 2006, p.179). O uso de logs pode aliviar ou até eliminar problemas de heterocedasticidade (quando a variância dos erros não é constante, ou seja, não há homoscedasticidade) ou concentração em distribuições condicionais advindas de variáveis estritamente positivas. As estimativas com o uso de logs são menos sensíveis a observações desiguais (ou extremas) devido ao estreitamento considerável que pode ocorrer na amplitude dos valores das variáveis (Wooldridge, 2006, p. 181).

Além disso, a interpretação de um modelo log-log se torna um pouco mais tangível, pois os coeficientes  $\beta$  representam diretamente as elasticidades.

A análise empírica, se realizada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), pode fornecer estimadores tendenciosos e inconsistentes na relação entre capital humano e PIB per capita, devido à questão da endogeneidade, pois os municípios com renda mais elevada podem ser capazes de desenvolver uma educação de melhor qualidade. Deve-se, portanto, buscar instrumentos exógenos para representar a variação educacional entre municípios, e estimar a influência da qualidade da educação sobre o crescimento econômico (PEREIRA, 2011).

### 3.5 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS, FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Para a análise municipal, seguem as variáveis utilizadas:

- *PIB per capita*: Produto municipal per capita, calculado pela divisão do PIB municipal pela população do município (fonte: IBGE, 2010), sendo esta a variável dependente e as demais, significativas;
- *Taxa de urbanização*: consiste na proporção de urbanização do município, calculada através da divisão do total de população urbana do município pela população total da localidade (fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano, 2010);
- *Densidade populacional*: taxa de densidade populacional municipal, calculada a partir do valor da população total municipal, dividido pela área geográfica do município em km<sup>2</sup> (fonte: SIDRA IBGE, 2010);
- *Proporção de pessoas com 25 anos ou mais com ensino médio completo*: trata-se da divisão do número de pessoas pertencentes a faixa etária igual ou superior a 25 anos e que possuem o segundo grau completo, pelo total de pessoas com idade de pelo menos 25, ambas a nível municipal (fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano, 2010). Esta variável também é uma forma de controle da educação;

- *Proporção de pessoas com 25 anos ou mais com ensino superior completo:* trata-se da divisão do número de pessoas pertencentes a faixa etária igual ou superior a 25 anos e que possuem o diploma de graduação, pelo número absoluto de pessoas com idade de pelo menos 25, ambas a nível municipal (fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano, 2010). Esta variável também é uma forma de controle da educação;
- *Anos médios de estudo:* proxy para Capital Humano. Trata-se da média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais, calculada a nível municipal (fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano, 2010);
- *Proxy de qualidade da educação:* nota média padronizada das notas de português e matemática da Prova Brasil<sup>23</sup>. Essa variável foi captada para o ano de 2005, o primeiro ano disponível de sua série histórica, e que permitiria uma defasagem temporal de 5 anos com o PIB per capita de 2010. Essa variável encontra-se a nível de microdados e também a nível municipal, porém não possui dados para todos os municípios brasileiros. No presente trabalho, optou-se por trabalhar com a rede pública de ensino, seja ela da esfera federal, estadual ou municipal (fonte: INEP, 2010);
- *CIFPM (Coeficiente Individual do Fundo de Participação dos Municípios):* proxy para Capital Físico. A fixação dos coeficientes individuais de participação dos municípios no FPM<sup>24</sup> é efetuada com base nas populações de cada município brasileiro – enviadas ao Tribunal de Contas da União (TCU) pelo IBGE até o dia 31 de outubro de cada exercício – e na renda per capita de cada estado, que também é informada pelo IBGE (fonte: Tribunal de Contas da União, 2010).

---

<sup>23</sup> Trata-se de uma avaliação criada em 2005 pelo Ministério da Educação. É complementar ao Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e um dos componentes para o cálculo do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb). Ela é realizada a cada dois anos e participam todos os estudantes de escolas públicas do 5º e do 9º ano, de turmas com mais de 20 alunos. A avaliação é dividida em duas provas: Língua Portuguesa, onde é medida a capacidade de leitura, interpretação de textos e de fixação da mensagem. E a Prova de Matemática onde é avaliado o raciocínio em contexto com a realidade do aluno. Os alunos respondem também a um questionário que contempla questões como hábitos de estudo e características socioeconômicas (INEP, 2010).

<sup>24</sup> O Fundo de Participação dos Municípios é uma transferência constitucional (CF, Art. 159, I, b), da União para os Estados e o Distrito Federal, composto de 22,5% da arrecadação do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI). A distribuição dos recursos aos Municípios é feita de acordo com o número de habitantes, onde são fixadas faixas populacionais, cabendo a cada uma delas um coeficiente individual. Os critérios atualmente utilizados para o cálculo dos coeficientes de participação dos Municípios estão baseados na Lei n.º. 5.172/66 (Código Tributário Nacional) e no Decreto-Lei N.º 1.881/81 (TESOURO NACIONAL, 2010).

- *Infraestrutura*: Índice de Infraestrutura extraído do IBEU<sup>25</sup>, referente aos serviços coletivos, que levam em conta quatro indicadores – o atendimento adequado de água, esgoto, energia e coleta de lixo (INCT, 2010).

Para a análise microrregional, foram utilizadas as mesmas variáveis, porém agregando os dados municipais. Essa aglutinação<sup>26</sup> foi feita no intento de montar dados microrregionais da forma mais fidedigna possível, uma vez que não existem bases oficiais dessas variáveis para essa e para as demais divisões territoriais. Assim, esse procedimento foi realizado também para as análises mesorregional e estadual, todas partindo dos dados municipais.

Certas justificativas para as escolhas dessas variáveis se fazem necessárias. É sabida a dificuldade de se encontrar dados recentes e a nível municipal para análise do PIB per capita. Assim, algumas adaptações foram necessárias após uma vasta investigação a respeito das variáveis que deveriam entrar no modelo. A literatura não costuma ser consensual quanto à escolha e fonte de dados em modelos de crescimento econômico, como pôde ser detalhado em Firme e Simão Filho (2014). Contudo, algumas aparentam ser mais factíveis que outras para o modelo espacial que aqui se deseja explicar.

Oliveira (2005) ao investigar o crescimento dos municípios do Ceará na década de 1990, verificou que as variáveis que mais contribuíram para a geração de externalidades espaciais positivas foram o capital humano e a taxa de urbanização, enquanto a densidade populacional contribuiu nas externalidades negativas. O trabalho de Kroth e Dias (2012) ressalta que apesar de escassos, os estudos que trataram de investigar o crescimento

<sup>25</sup> O Índice de Bem-Estar Urbano (IBEU) foi criado em 2013 pelo Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia (INCT), no Programa Observatório das Metrôpoles. O IBEU Serviços Coletivos Urbanos visa analisar os serviços públicos essenciais para garantia de bem-estar urbano, possuindo informações para 5565 municípios, utilizando dados referentes a 2010. Toda a metodologia deste índice de infraestrutura pode ser encontrada no site do Instituto.

<sup>26</sup> Essa agregação de dados na passagem do nível municipal para o microrregional, por exemplo, foi realizada a fim de preservar as características do município (como população e área), assim as variáveis eram calculadas novamente para o nível de maior agregação territorial. Filtrava-se a base municipal pelos códigos das microrregiões e somava cada valor municipal das variáveis: população total, população com 25 anos ou mais, população urbana, população com 25 anos ou mais com ensino médio completo e com superior completo (disponíveis no Atlas do Desenvolvimento), área geográfica, PIB (disponíveis no IBGE), para a partir daí calcular as informações por microrregião. A título de exemplificação, para a densidade demográfica microrregional, não se fez a média dos dados dos municípios pertencentes àquela localidade. Fez-se a seguinte divisão: densidade demográfica microrregional =  $\frac{\text{Soma das populações municipais}}{\text{Soma das áreas municipais}}$  para cada microrregião. As análises de mesorregiões e estados também passaram por esse procedimento, a partir dos municípios. Somente quando não era possível fazer esse tipo de cálculo devido à falta de dados disponíveis é que se lançou mão da média simples, como ocorreu para a proxy de qualidade educacional, proxy para capital físico e índice de infraestrutura.

econômico dos municípios dão relevância à variável capital humano e a outras variáveis que estão relacionadas à infraestrutura (representada pela taxa de urbanização e/ou gastos em infraestrutura).

Por outro lado, em sua obra, Bracarense (2012) argumenta que a urbanização desordenada (típica de países subdesenvolvidos), a qual pega os municípios despreparados para atender às necessidades básicas dos migrantes, causa uma série de problemas sociais e ambientais. Dentre eles destacam-se o desemprego, a criminalidade, a favelização e a poluição do ar e da água. Relatório do Programa Habitat, órgão ligado à ONU, revela que 52,3 milhões de brasileiros – cerca de 28% da população – vivem nas 16.433 favelas cadastradas no país, contingente que chegará a 55 milhões de pessoas em 2020.

O Brasil sempre foi uma terra de contrastes e, nesse aspecto, também não ocorrerá uma exceção: a urbanização do país não se distribui igualmente por todo o território nacional. Muito pelo contrário, ela se concentra na região Sudeste, formada pelos Estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo, a qual possui cerca de 93 % de seus habitantes residindo em áreas urbanas, ao passo que as regiões Norte e Nordeste possui como valor dessa taxa pouco mais de 70% (IBGE, 2010).

Silva & Fortunato (2007) concluem que, nas regiões menos desenvolvidas do país, a ausência de uma infraestrutura mínima, principalmente de transportes, capaz de estimular o setor privado a investir nessas regiões, compromete o potencial de crescimento. Por isso, os investimentos em infraestrutura de transporte seriam estratégicos para o governo que deseja melhorar o potencial de crescimento das regiões menos desenvolvidas, argumento que já era defendido por Lessa (1978) e Caiado (2002).

Muitos estudos ressaltam inclusive, a relevância da infraestrutura para o crescimento econômico, contudo mais especificamente em termos de serviços coletivos<sup>27</sup> que garantem o bem-estar mínimo da população, como acesso à energia elétrica, coleta de lixo e saneamento básico adequado. O Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia, classificou 50% dos municípios brasileiros como ruins ou muito ruins, ao avaliar o atendimento adequado de água e esgoto, coleta de lixo e fornecimento de energia. E novamente, esse índice não se

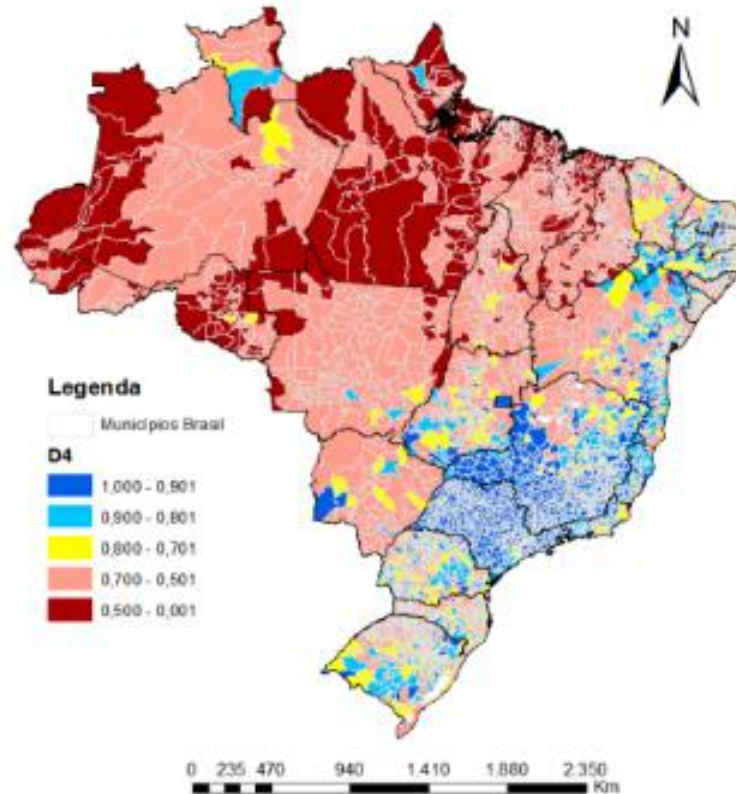
---

<sup>27</sup> O livro “Infraestrutura social e urbana no Brasil: subsídios para uma agenda de pesquisa e formulação de políticas públicas” do IPEA (2010) aborda esse conceito de infraestrutura. A infraestrutura econômica, social e urbana e o processo de desenvolvimento possuem elevado grau de correlação. A disponibilidade de infraestrutura no território constitui um indicador das suas condições de desenvolvimento. Ao mesmo tempo, essa disponibilidade ou sua ausência favorecem ou limitam o processo de desenvolvimento econômico e territorial.



distribui de forma homogênea pelos municípios brasileiros, como pode ser observado no mapa a seguir.

Figura 7 - Atendimento de serviços coletivos urbanos nos municípios brasileiros (2010)



Fonte: Adaptado de INCT (2013).

Quanto à concentração populacional, Maranduba Jr. (2007) se propõe a avaliar os efeitos da densidade demográfica sobre as taxas de crescimento econômico dos municípios mineiros, isto é, se a mesma representou uma força centrípeta (contribuindo positivamente) ou uma força centrífuga (influenciando negativamente), conforme a classificação da Nova Geografia Econômica (NGE). O autor concluiu que a mesma causa externalidades negativas, corroborando com Oliveira (2005), para o qual essa variável objetiva captar os efeitos das economias de urbanização e os problemas de congestionamento de pessoas sobre o crescimento econômico.

Para proxy de capital físico, existe a grande dificuldade de se encontrar dados recentes, principalmente para nível municipal. Firme e Simão Filho (2014) listam as variáveis mais utilizadas para o capital físico (K): **1.** Consumo de energia elétrica: Cangussu *et al.* (2010), Noronha *et al.* (2010), Barreto e Almeida (2009) e Keppe e Nakabashi (2009); **2.** Estoque de capital residencial urbano: Soares (2009) *apud* Figueiredo (2011), Pereira *et al.* (2011) e Barros Neto e Nakabashi (2011); **3.** Despesa média de investimento do setor público

e variação do capital residencial total: Salgueiro *et al* (2011); **4.** Gastos Públicos e Privados em Capital: Kroth e Dias (2013); **5.** Estoque de capital líquido do IPEADATA: Coelho e Figueiredo (2007); **6.** Fundo de Participação dos Municípios (FPM): Silva *et al* (2008). No entanto, a maioria destes trabalhos utilizam dados para o ano 2000 ou até mesmo períodos anteriores e/ou a nível estadual. Assim, mesmo com as suas limitações, preferiu-se escolher a variável FPM, porém não em seu formato monetário absoluto, e sim utilizando seu coeficiente individual para os municípios brasileiros<sup>28</sup>. Deve-se levar em conta as considerações de Barro (1991), atentando para o fato de que o FPM<sup>29</sup> é um repasse de recursos do setor governo. Por isso, ele deve ser considerado como proxy representativa do investimento público em capital físico, isto porque, o investimento total em capital físico é a soma do investimento privado mais o investimento público.

Para proxy de capital humano, já existe um pouco mais de disponibilidade de dados municipais e mais atuais, sendo que no presente trabalho optou-se pela média municipal do número de anos de estudo, na população com mais de 25 anos de idade. O motivo de tal escolha encontra-se no amplo<sup>30</sup> uso dessa variável e em muitos casos apresentando bons resultados. O trabalho de Benhabib e Spiegel (1994) compara a robustez de diversas variáveis numa análise cross-section de 148 países. São elas: matrículas no primeiro e segundo grau, índice de analfabetismo, valor absoluto e o logaritmo dos anos de escolaridade média da População Economicamente Ativa (PEA). A última medida mostra-se a mais robusta em relação à amostra. Além desses autores, Gonçalves, Seabra e Teixeira *et. al* (1998) definiram o nível de capital humano<sup>31</sup> como dado pelo logaritmo da média dos anos de escolaridade da população maior que 14 anos, e o resultado em um modelo de crescimento endógeno para os estados brasileiros foi de que o insumo capital humano apresentou elasticidade maior do que 1, justificando políticas de investimento em educação. No presente trabalho, também foram inseridas as variáveis de proporção da população com ensino médio e

---

<sup>28</sup> Como o CIFPM é ponderado pela renda e pela população dos municípios, existe a esperança de que ele capte a heterogeneidade espacial, uma vez que esse coeficiente não trata igualmente locais com características extremamente diferentes no conceito de PIB e número total de habitantes.

<sup>29</sup> A pesquisa do IBGE de “Perfil dos Municípios Brasileiros - Finanças Públicas” revelou que o FPM representa grande parte das receitas disponíveis das prefeituras brasileiras, sobretudo nas de pequenas cidades com até cinco mil habitantes.

<sup>30</sup> Alguns exemplos de estudos que utilizam a escolaridade média como proxy para capital humano: Solow (1956), Lucas (1988), MRW (1992), Cangussu *et al.* (2010), Coelho e Figueiredo (2007) e Silva e Resende (2009).

<sup>31</sup> Da mesma forma que o aspecto qualidade do ensino, as condições de saúde também podem compor o capital humano (cria-se um índice) ou podem aparecer separadas do mesmo. Uma considerável análise sobre o tema é o trabalho de Figueiredo, Noronha e Andrade (2003).

superior completos, como controle da variável educação e também para tentar captar como a distribuição desses títulos na sociedade influencia o PIB per capita de um local e de seus arredores.

Segundo Islam (1995), Woessmann (2003) e Nakabashi e Figueiredo (2008), as variáveis quantitativas, como número de matrículas, frequência escolar, anos de escolaridade, não captam a qualidade do ensino e, muitas vezes, fazem o capital humano ser não significativo. Nakabashi e Salvato (2007), argumentando sobre as diferenças entre seus modelos revelam que é possível utilizar as proxies de quantidade e qualidade de ensino conjuntamente (como um índice) ou separadas. *“The difference among them is the human capital proxy. In the first one, it’s used years of schooling (h), in the second, it’s years of schooling times our index of education quality (h’) and in the third we look at the individual effects of the 2 proxies (qualitative and quantitative) ”.*

Assim, como variável de maior interesse no presente trabalho, escolheu-se como proxy da qualidade educacional a nota média padronizada da Prova Brasil<sup>32</sup>, e preferiu-se que esta aparecesse na segunda especificação do modelo apenas, a fim de comparar as diferenças quando ela é inserida para um modelo que leva apenas em consideração o aspecto quantitativo educacional. Este exame é uma avaliação censitária das escolas públicas das redes municipais, estaduais e federal, com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino. Participam desta avaliação as escolas que possuem, no mínimo, 20 alunos matriculados nas séries/anos avaliados, sendo os resultados disponibilizados por escola e por ente federativo. É comumente usada como base para a formulação de políticas públicas (Projeto QEdu, 2013).

E por fim, todas as variáveis (a dependente e as independentes) foram colocadas em formato de logaritmo natural (ln). Como os dados não são equitativos, é recomendado que as variáveis sejam logaritmizadas para se evitar tendências (do inglês bias, significa basicamente a diferença entre dois valores: um valor esperado e um valor obtido) de erro ao usar números muito grandes (centenas ou milhares, por exemplo) junto com números muito pequenos (unidades simples ou dezenas) (WOLDA, 1981). Os diversos métodos de regressão, em teoria, independem do tamanho da amostra, embora quanto maior for a quantidade de observações, maior a tendência em diminuir a chance de erro desses testes (MAGURRAN,

---

<sup>32</sup> A Prova Brasil é o instrumento que irá situar o aprendizado do aluno numa escala, denominada “Escala Saeb”. O uso de uma escala é muito importante, pois ela permite a comparação entre escolas e entre as edições da prova, pois todas as escolas e todas as edições da Prova Brasil utilizaram o mesmo procedimento. Na Prova Brasil, a escala Saeb é utilizada para situar o aprendizado nas competências de leitura e interpretação e na resolução de problemas matemáticos (Projeto QEdu, 2013).

1988) com exceção do modelo log-normal que, segundo Colwell e Coddington (1994), exige um elevado número de observações.

Os resultados da Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), do Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários e dos Modelos Econométricos Espaciais para todas as especificações foram obtidos com a utilização dos softwares Geoda 1.2 e Geodaspace 1.0, ambos disponíveis em <http://www.geodacenter.asu.edu>. Foi utilizado também o software IpeaGEO, o qual está disponível no site do Ipea: <http://www.ipea.gov.br/ipeageo>. Desse modo, os resultados se apresentarão no segundo ensaio desta dissertação, bem como as conclusões e as referências bibliográficas totais.

## **ENSAIO EMPÍRICO (II) - RELAÇÃO ENTRE QUALIDADE DO ENSINO FUNDAMENTAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O SUBESPAÇO BRASILEIRO**

### **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Utilizando o arcabouço teórico e metodológico presentes no primeiro ensaio desta dissertação, esta seção irá debater os resultados da pesquisa, sendo dividida em quatro categorias do subespaço brasileiro: municipal, microrregional, mesorregional e estadual. Inicialmente, será apresentada a característica descritiva das variáveis. Posteriormente são discutidos os resultados da Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), começando com a análise univariada para verificar a existência da dependência espacial do PIB per capita e da qualidade educacional nos municípios brasileiros. Em seguida, avaliam-se diversos testes a fim de indicar onde e se está presente a dependência espacial, e por último são apresentados os modelos econométricos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e os modelos espaciais, que buscam captar a relação entre o PIB per capita e as variáveis explicativas expostas na seção 3.

Na literatura de econometria espacial, existem alguns procedimentos de especificação de modelos espaciais. A maioria destes procura discriminar a fonte da autocorrelação contida nos resíduos apenas de duas formas: se a autocorrelação se manifesta na forma de defasagem espacial ou de erro espacial. Não obstante, tais procedimentos não discriminam outras fontes de autocorrelação espacial, sobretudo aquelas que implicam a inclusão da defasagem espacial do tipo WX, como os modelos SDM e SLX, úteis para controlar a omissão de variáveis relevantes, que se apresentem autocorrelacionadas espacialmente. Nesse sentido, Almeida (2012) acredita que um procedimento mais geral, em que se estimem vários modelos espaciais e escolhe-se aquele considerado mais apropriado segundo certos critérios de ajuste do modelo e de acordo com as expectativas teóricas, parecer ser uma boa ideia para representar mais fielmente o processo estocástico gerador dos dados do fenômeno em estudo.

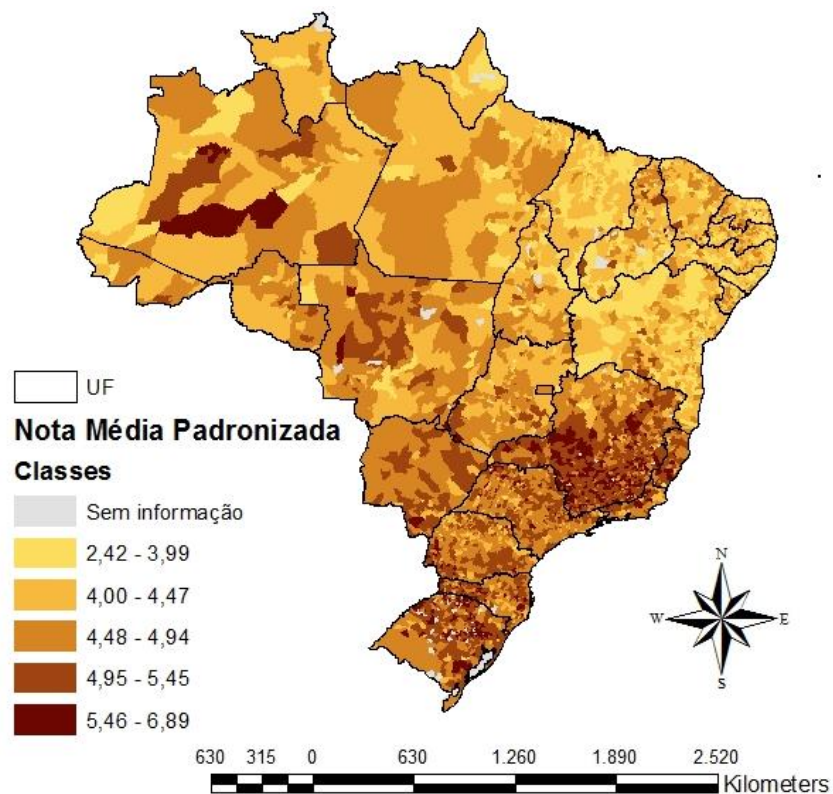
Dessa forma, as próximas subseções ilustrarão os resultados obtidos no software Geoda Space através de regressões dos modelos OLS, SAR, SEM, SAC e SDM, com duas especificações cada (sendo a diferença da segunda para a primeira, a adição da variável de qualidade da educação). As tabelas e figuras a seguir sintetizam as informações mais

relevantes para as análises e comparações dos métodos, para cada tipo de agregação territorial.

#### 4.1 ANÁLISE A NÍVEL MUNICIPAL

Para se analisar as médias das notas padronizadas de português e matemática do SAEB a nível municipal e o PIB per capita de cada município, o uso de mapas<sup>33</sup> poderá facilitar a visualização espacial da questão.

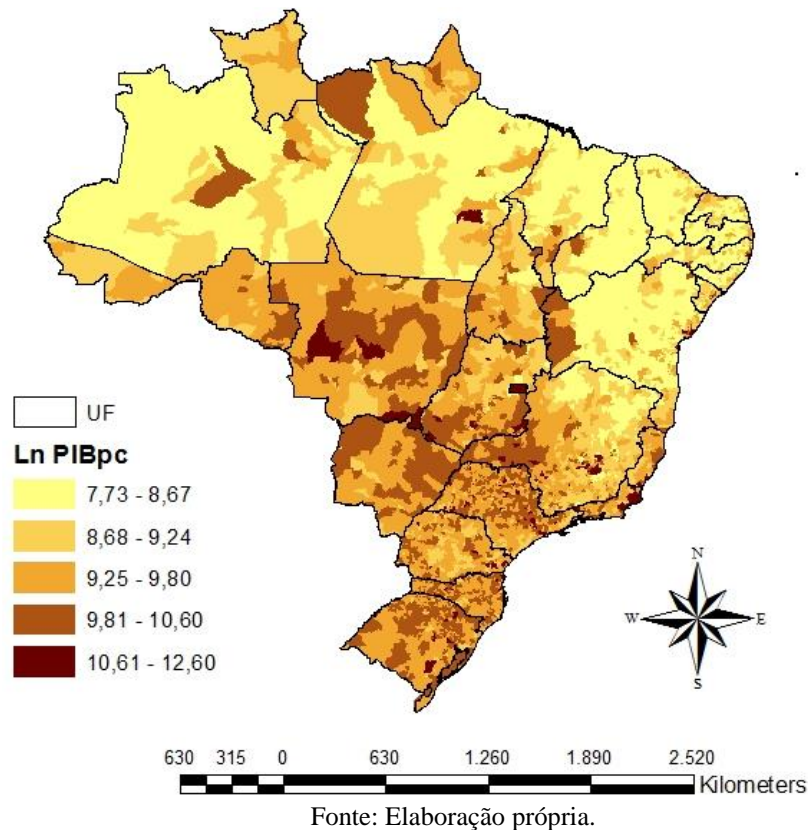
Figura 8 - Mapa Quantílico da Nota Média Padronizada de Língua Portuguesa e Matemática da Prova Brasil de 2009 por município brasileiro



Fonte: Elaboração própria.

<sup>33</sup> Optou-se por confeccionar o mapa quantílico da nota média padronizada da prova Brasil para um ano mais próximo do ano de análise do PIB, a fim de verificar se os mapas iriam sobrepor-se, sem a interferência que a defasagem temporal poderia causar.

Figura 9 – Mapa Quantílico do PIB per capita linearizado para o ano de 2010 por município brasileiro



Nos dois mapas, as áreas mais escuras são aquelas de maior resultado na prova Brasil e maior PIB per capita, respectivamente. Pela figura 8, visualiza-se que a maioria desses locais se encontra em Minas Gerais, sobretudo nas regiões sul, sudoeste e central do estado, em alguns pontos do Rio Grande do Sul e poucos pontos no estado do Amazonas<sup>34</sup>. As áreas de tons mais claros se concentram principalmente na região Nordeste e espalhadas pela região Norte. Na figura 9, as localidades com nuances mais escuras aparecem mais significativamente no Distrito Federal (o que já era previsível) e em alguns pontos dos estados do Rio de Janeiro, Minas Gerais, e alguns poucos distribuídos ao longo das regiões Centro-Oeste e Sul. As áreas do mapa em cores mais pálidas se encontram majoritariamente nas regiões Norte e Nordeste do país, incluindo a parte norte de Minas.

De maneira ampla, o mecanismo de relação entre PIB e qualidade de educação mais nítido é o explicado por Mincer (1974), em que um indivíduo que foi melhor instruído, tende a melhorar suas habilidades cognitivas, a ser mais produtivo e auferir maiores salários.

<sup>34</sup> O que pode gerar a falsa impressão de que muitos municípios da Região Norte pertencem ao maior quantil, quando na verdade, a extensão de área geográfica de cada município dessa região é que costuma ser muito grande. Não apenas na Região Norte, mas em qualquer localidade com disparidades no tamanho territorial ao ser comparada com as demais, pode-se levar a uma interpretação equivocada de imediato.

Passando de um contexto microeconômico para um macroeconômico, o aumento da produtividade é correlacionado positivamente com o PIB e em uma das consequências do aumento dos salários, *ceteris paribus*, elevar-se-ia o consumo, alavancando o crescimento econômico em certa ótica.

De acordo com o que se esperava na literatura, acreditava-se que os mapas das figuras 8 e 9 deveriam ser mais semelhantes entre si, havendo uma certa convergência de que regiões com maior PIB per capita também apresentassem melhores indicadores de qualidade da educação básica. Contudo, o que pode ser aqui observado é que apesar da maior parte dos mapas poder ser sobreposta, algumas regiões apresentam divergências com o que é esperado pela teoria. Alguns exemplos de municípios em que não se verifica essa hipótese são: Sobral, no estado do Ceará, cujo PIB estava bem acima da média brasileira, e os dados educacionais no início dos anos 2000 eram precários, revelando que 48% das crianças no segundo ano do fundamental não eram de fato alfabetizadas (INEP, 2005)<sup>35</sup>.

Outro município que não corrobora com a hipótese é Presidente Kennedy no Espírito Santo, que devido aos elevados *royalties* do petróleo e do pré-sal e sua pequena população local, figura-se nos últimos anos como um dos cinco maiores PIBs per capita do Brasil. No entanto, a cidade não apresenta bons índices educativos<sup>36</sup>.

Uma das regiões que mais chamou a atenção por não revelar uma relação tão direta e positiva entre a renda per capita e as notas médias da Prova Brasil foi a unidade federativa de Minas Gerais. Com exceção do norte desse estado, a maior parte dele conseguiu notas com resultados médios e elevados. No entanto, quando o PIB municipal per capita entra em questão (figura 9), apenas as regiões do Triângulo Mineiro e da capital Belo Horizonte com sua região metropolitana apresentaram níveis maiores no PIB per capita. Uma possível justificativa para tal peculiaridade em Minas Gerais poderia ser resultado do PMDI (Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado). Esse programa foi elaborado em 2003, com objetivo principal de diminuir as disparidades presentes em Minas, com grande foco na melhoria da qualidade educacional. Uma possibilidade é a de que os esforços na área de educação já começaram a apresentar bons resultados (como pode ser visto em Santos, Gomes e Ervilha,

---

<sup>35</sup> É necessário fazer a ressalva de que em pouco tempo, o município de Sobral deu um grande salto na sua nota em indicadores educacionais, superando todas as expectativas, apostou em um plano de gestão diferenciado, focado na erradicação do analfabetismo, na diminuição da evasão escolar, na valorização do professor e na escola em tempo integral (LAVOR, 2014). Dados do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) revelam que o aumento no gasto por aluno não foi tão significativo, o que poderia levantar a hipótese de que gasto com educação não seria uma boa *proxy* para qualidade educacional.

<sup>36</sup> A nota média padronizada da Prova Brasil para o ano de 2005, referente ao município de Presidente Kennedy foi de 3,82, bem abaixo da média nacional.



2015), porém ainda não houve tempo hábil para que o Plano conseguisse mitigar as disparidades regionais em Minas Gerais. Por outro lado, em sua pesquisa, Perobelli *et al.* (2006) constataram a convergência absoluta do PIB per capita entre os municípios mineiros, e levantaram a hipótese que dentre os fatores explicativos pudessem estar os repasses de recursos nos termos da Lei Robin Hood e a ação do Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado (PMDI).

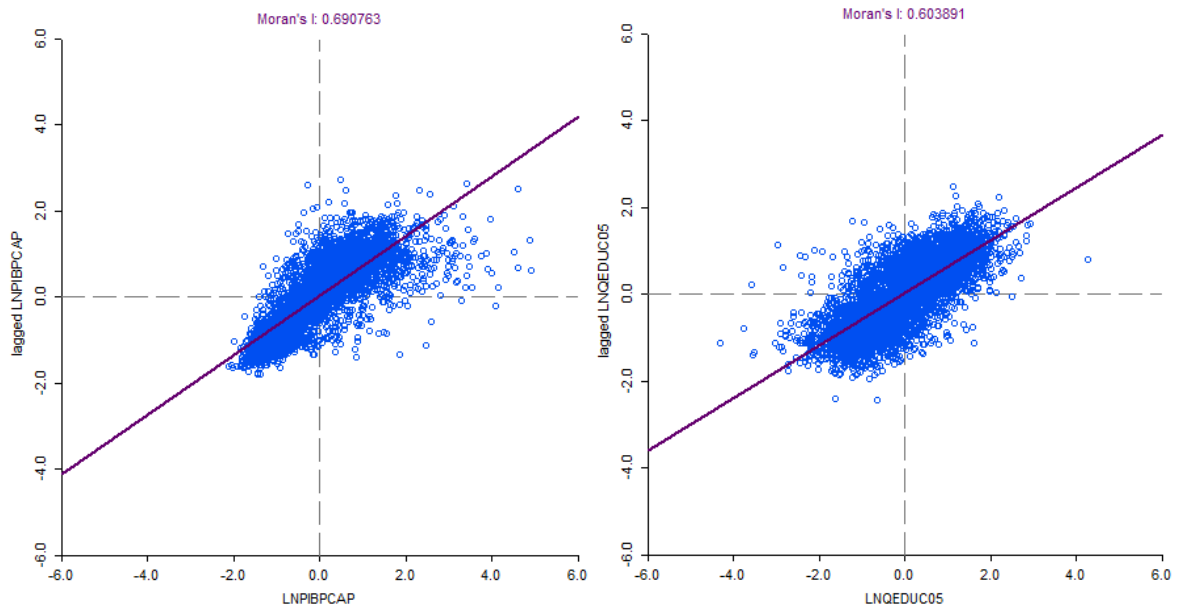
Após ter sido ilustrada como as variáveis do PIB per capita e das médias das notas da Prova Brasil estão distribuídas pelos municípios brasileiros (figuras 8 e 9), deve-se averiguar se as variáveis utilizadas<sup>37</sup> apontam indícios de correlação espacial. Uma boa forma de visualizar como uma variável em determinado local se relaciona com ela mesma, porém na vizinhança daquela localidade, ou até mesmo com outras variáveis é através do diagrama de I-Moran.

Os diagramas de dispersão de Moran apresentam, no eixo das abscissas, as variáveis de interesse e, nas ordenadas, as suas defasagens espaciais. Dessa maneira, a figura 10 mostra primeiramente, na imagem à esquerda, a variável do PIB per capita em logaritmo natural no eixo X, e essa variável defasada espacialmente (comumente aparece com a notação W ou lagged) no eixo Y. Na imagem à direita, tem-se a variável linearizada da qualidade da educação no eixo X e sua versão W no eixo Y.

---

<sup>37</sup> Poderiam ser ilustradas todos os diagramas de I de Moran de todas as variáveis explicativas e a dependente, porém por uma questão de espaço e pelo fato das variáveis de maior interesse serem o PIB per capita e a proxy para qualidade educacional, prefere-se concentrar as maiores investigações especificamente nelas e também no modelo como um todo.

Figura 10- Diagramas de Dispersão de Moran para ln PIB per capita e ln Qualidade Educacional 2005

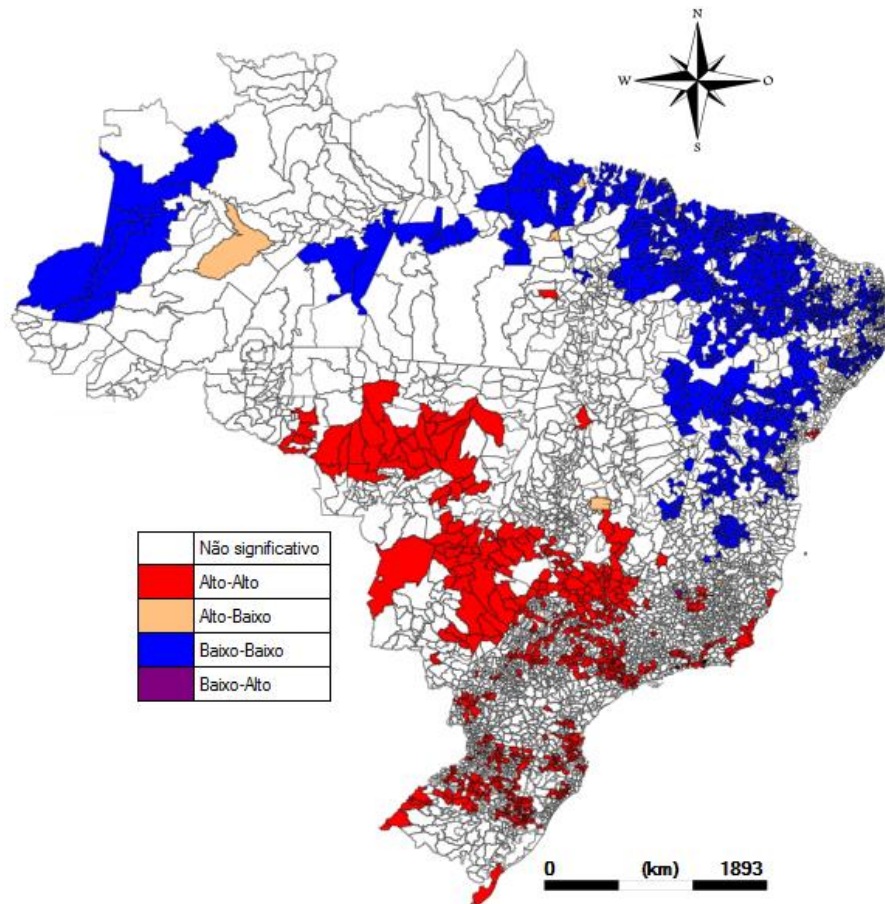


Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Geoda.

Os valores do I de Moran, os quais podem ser encontrados na parte superior de cada diagrama foram elevados e significativos para as duas variáveis em análise, indicando a presença da relação espacial. Pela visualização gráfica da dispersão do *I de Moran*, é possível inferir a existência de autocorrelação positiva do PIB *per capita* e também da proxy para qualidade educacional do ensino fundamental, sem a presença significativa de *outliers*. A distribuição da rendas no primeiro e terceiro quadrantes indicam que os municípios com alta (baixa) renda *per capita*, em média são vizinhos de municípios com alta (baixa) renda *per capita*. O mesmo padrão, e de forma até mais pronunciada, é visto nas médias dos resultados da prova Brasil.

Há situações em que os padrões de associação espacial estão concentrados em poucas regiões (*clusters* espaciais). Neste caso, a estatística global não é capaz de captar tal realidade. Para que esta situação não seja mascarada, é possível identificar este padrão através de estatísticas locais de autocorrelação espacial, assim como o LISA (Local Indicator of Espacial Association), um indicador que infere o grau de autocorrelação espacial local. Logo, as figuras 11 e 12 ilustram o mapa LISA para o PIB per capita municipal e para a proxy de qualidade da educação primária, respectivamente.

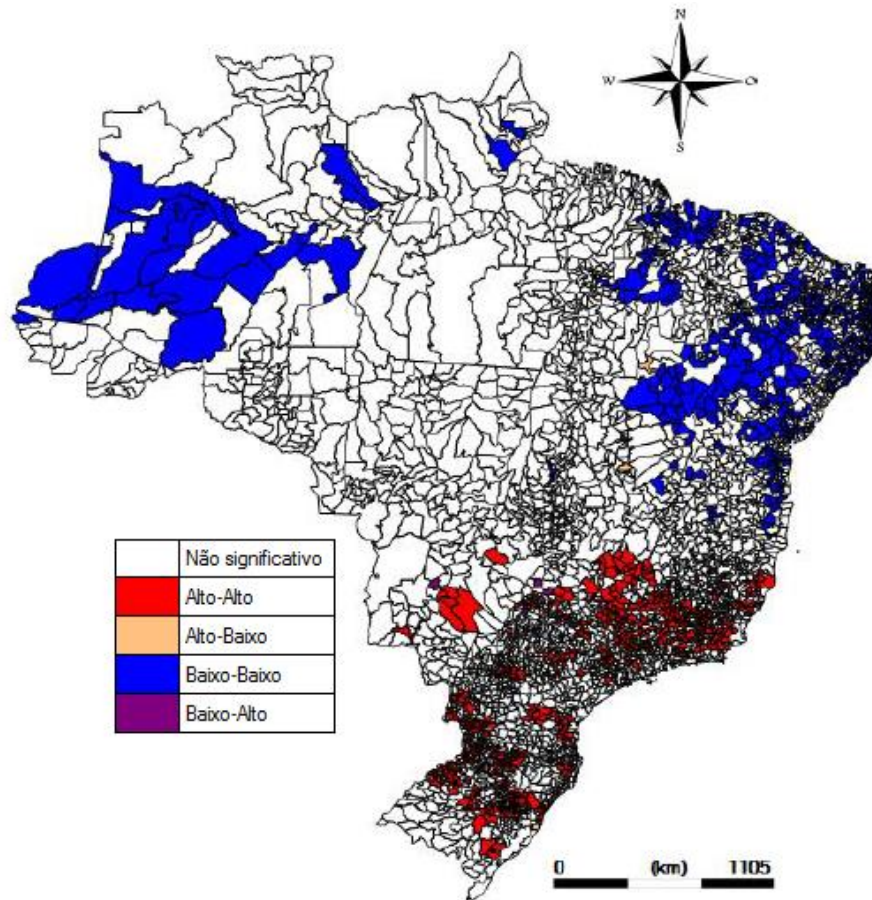
Figura 11 - Mapa de Clusters LISA para PIB per capita municipal



Nota: Mapa com 999 permutações e nível de significância de 5%.  
 Fonte: Elaboração própria a partir do *software* IpeaGEO.

Como forma de identificar esses focos de autocorrelação espacial no território brasileiro, utiliza-se o mapa LISA univariado (Figura 9) para o reconhecimento dos *clusters* de cidades circundadas por vizinhos com o mesmo padrão de PIB per capita (*high-high* ou *low-low*) e de cidades cujos vizinhos apresentam padrão oposto de PIB per capita, que formam *clusters* chamados de enclaves (*high-low* ou *low-high*). Posto isso, é notável que os clusters alto-alto se concentram nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste, enquanto os clusters baixo-baixo aparecem na região Norte, Nordeste e norte de Minas Gerais. Um local conhecido por ser um cluster alto-baixo é o Distrito Federal, devido à sua grande concentração de renda e formação de cidades pobres em seu entorno. Os resultados, desta forma, se mostraram coerentes de acordo com a literatura e com o que já se era esperado.

Figura 12 - Mapa de Clusters LISA para a qualidade da educação básica



Nota: Mapa com 999 permutações e nível de significância de 5%.  
 Fonte: Elaboração própria a partir do *software* IpeaGEO.

Na figura 12, observa-se que os padrões alto-alto aparecem mais ao sul do Brasil, em alguns pontos do Rio Grande do Sul, Paraná, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Rio de Janeiro e uma certa concentração no sul e sudoeste de Minas Gerais. Esse último aspecto se assemelha ao observado na figura 3. Já os clusters baixo-baixo estão na região Norte, sobretudo nos estados do Amazonas e Amapá, e na região Nordeste, indo de encontro, mais uma vez, ao que se presumia anteriormente.

Para se conhecer os dados mais a fundo e o comportamento das variáveis, é interessante visualizar as características descritivas de cada uma. Vale ressaltar que apesar de em todas as regressões as variáveis estarem logaritmizadas (em formato  $\ln$ ), preferiu-se colocar na tabela 1 as variáveis em nível para uma interpretação mais nítida.

Tabela 1 – Tabela das estatísticas descritivas para os municípios

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Proporção Ensino Médio	4922	0.2204	0.0859	0.6586	0.051
Proporção Ensino Superior	4922	0.0564	0.0332	0.337	0.003
Densidade demográfica	4922	117.6985	606.1733	13,024.56	0.13
Taxa de urbanização	4922	0.6538	0.2155	1	0.082
Nota média padronizada (qualidade educ.)	4922	4.3307	0.5088	7.11	2.59
PIB <i>per capita</i>	4922	12,889.06	14,566.47	296,884.69	2,269.82
Anos de estudo (capital humano)	4922	9.4722	1.0777	12.83	4.34
Índice de Infraestrutura	4922	0.7237	0.1743	1	0.2634
Coef. Individual do Fundo de participação dos Municípios (capital físico)	4922	1.1694	0.846	12.5	0.6

Fonte: Elaboração própria.

Inicialmente haviam dados para até 5565 municípios em algumas variáveis analisadas. Contudo, como existiam variáveis com menor disponibilidade de dados, preferiu-se excluir aquelas cidades que não possuíssem algum dos dados utilizados no presente trabalho, e ademais, como a proxy para qualidade educacional pertence ao ano de 2005, e alguns municípios foram criados, separados, aglutinados depois desse ano, pela técnica de Áreas Mínimas Comparáveis (AMC<sup>38</sup>), chegou-se ao número de 4922 municípios. Houve uma perda de mais de 600 municípios, porém além de que quase 5 mil cidades representem uma amostra considerável, a base ficou compatibilizada, não havendo o problema de *missings* e os erros que podem ser causados ao se usar técnicas para tentar preenchê-los.

Infere-se a partir da tabela 4 que a nível municipal, a quantidade de habitantes com diploma de ensino superior representa em média menos do que 6% da população com idade igual ou maior a 25 anos. A do ensino médio cerca de 22%. O tempo de estudo médio consiste em cerca de 9,5 anos<sup>39</sup>, período em que se poderia completar apenas o ensino fundamental regular, não havendo tempo hábil para concluir o ensino médio nessa média de escolaridade. Alguns municípios se destacam, como o que possui o maior PIB per capita em 2010 (IBGE), que foi a cidade de São Francisco do Conde, na Região Metropolitana de Salvador-BA, e o menor foi encontrado no município de Curralinho, no estado do Pará.

<sup>38</sup> Em termos de definição, pode-se dizer que as AMCs são as áreas geográficas mais desagregadas que podem ser comparadas ao longo do tempo (MAGALHÃES & MIRANDA, 2009).

<sup>39</sup> Este valor é muito próximo ao de 9,7, que é a média de estudo do brasileiro com idade entre 25 e 29 anos, divulgada pelo Censo de 2010 do IBGE.

Enquanto para a nota média da Prova Brasil, o pior resultado foi visto em Itamari (BA) e o melhor em Limeira (SP).

Dando início então as regressões dos modelos, primeiramente faz-se a verificação da presença ou ausência de dependência espacial, além da investigação de qual seu tipo quando verificada. Através das regressões OLS para as duas especificações, a tabela 2 revela essa averiguação:

Tabela 2 - Diagnósticos de dependência espacial a nível municipal

Teste	Especificação [1]		Especificação [2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Moran's I	41.211	0.0000	34.362	0.0000
ML $\rho$ (lag)	1366.968	0.0000	1055.69	0.0000
ML $\rho$ robusto (lag)	259.856	0.0000	257.954	0.0000
ML $\lambda$ (erro)	1682.731	0.0000	1167.755	0.0000
ML $\lambda$ robusto (erro)	575.618	0.0000	370.019	0.0000

Fonte: Elaboração própria com o *software* Geoda Space.

É possível observar a nítida dependência espacial presente no modelo, através do I de Moran e também dos multiplicadores de Lagrange, em que todos se apresentaram como significativos ao critério de significância de 1%. Primeiramente olhando os critérios ML $\rho$  e ML $\lambda$ , constata-se que os dois foram significativos, nas duas especificações. Continuando com o procedimento de especificação de modelos espaciais, os testes robustos ML $\rho^*$  e ML $\lambda^*$  também se mostraram significativos que o primeiro é maior do que o segundo, podendo indicar que o modelo SAR deve ser estimado.

Seguindo a orientação de Florax, Folmer e Rey (2003) e de Maranduba Junior e Almeida (2009), como tanto o multiplicador de Lagrange robusto da defasagem (ML $\rho^*$ ) como o multiplicador de Lagrange robusto do erro (ML $\lambda^*$ ) foram significativos, serão analisados os coeficientes do modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC). Entretanto, Tyszler (2006) e também Almeida (2012) destacam que devido a não normalidade dos erros e ao problema de heterocedasticidade, é mais adequado estimar o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAC) pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM). Os resultados são reportados na tabela 4.

Quando se observa a normalidade do termo de erro aleatório ou procura-se uma alternativa de estimação que não seja tão demandante em termos computacionais, um

estimador recomendado por Almeida (2012) é o método SDM de variáveis instrumentais. Entretanto, existe a ressalva de que esse modelo pode apresentar multicolinearidade<sup>40</sup>.

Os modelos SAR e SDM serão estimados pelo método de variáveis instrumentais (no caso por GMM), utilizando, respectivamente, WX e WWX como instrumentos, onde X é a matriz de variáveis explicativas. Os modelos SEM e SDM são estimados pelo Método Generalizado dos Momentos (MGM ou GMM). Para corrigir o problema da heterocedasticidade, são estimados modelos robustos, através do uso da matriz de variância-covariância consistente de White, além também do estimador de Kelejian-Prucha (SHAC<sup>41</sup>), já mencionado previamente.

Assim, além do diagnóstico a respeito da dependência espacial, faz-se necessário observar as questões de multicolinearidade, heterocedasticidade e a normalidade dos erros. Para tanto, far-se-á testes amplamente utilizados pela literatura: Multicollinearity condition number, Jarque-Bera, Breusch-Pagan e White. O primeiro tem por objetivo detectar a presença de multicolinearidade no modelo de regressão. De acordo com Gujarati (2006), a mesma é verificada quando existe associação linear exata entre algumas ou em todas as variáveis explicativas de um modelo de regressão, ou os casos em que as variáveis exógenas são intercorrelacionadas, mas não perfeitamente. Se o valor do teste *condition number*<sup>42</sup> for acima de 30, há evidências do problema. Entretanto, é comum observar diversos trabalhos de análise espacial apresentando este número muito superior a 30, e não demonstrando grandes preocupações, ou até mesmo não realizando o teste. Para autores como Gujarati (2006), a multicolinearidade só trará maiores problemas quando ela for perfeita.

Modelos que utilizam análise exploratória de dados espaciais são susceptíveis à ocorrência de multicolinearidade, sendo a alta correlação entre as variáveis explicativas corriqueira, principalmente com as variáveis defasadas espacialmente.

Em seguida será exibido o resultado do teste de Jarque-Bera<sup>43</sup>, o qual é utilizado para medir a normalidade dos erros, sendo importante posto que muitos testes de hipótese e diagnósticos de regressão são baseados na suposição da distribuição normal dos resíduos. Sob

---

<sup>40</sup> Em contraste com o modelo SAR, no modelo SDM não se pode mais utilizar WX como instrumentos para a variável endógena Wy. No SDM, as variáveis contidas na matriz WX serão usadas como instrumentos para as próprias variáveis WX. É preciso, então, encontrar outros candidatos a instrumentos para Wy. As defasagens espaciais das defasagens espaciais de X, ou seja, WWX, ou simplesmente W<sup>2</sup>X, podem auxiliar nessa função. Um eventual problema é que as variáveis das matrizes X e WX podem estar correlacionadas, provocando multicolinearidade (ALMEIDA, 2012).

<sup>41</sup> *Spatial heteroscedasticity and autocorrelation consistent estimator.*

<sup>42</sup> A fórmula do teste de *Condition Number* é: CN = Máximo autovalor/Mínimo autovalor.

<sup>43</sup> O teste estatístico de Jarque-Bera é: JB = n[S<sup>2</sup>/6 + (k - 3)<sup>2</sup>/24].

a hipótese nula de que os erros são normais, a estatística Jarque-Bera tem distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com 2 graus de liberdade. Quando a probabilidade apresentada por esse teste assume um valor baixo, está indicando a rejeição da hipótese nula do erro ser normal.

E por último, para detectar a presença de homocedasticidade, o diagnóstico das regressões OLS traz os testes de Breusch-Pagan e White. O problema da heterocedasticidade<sup>44</sup> ocorre em situações onde o erro não tem uma variância constante em todas as observações. De acordo com Hill, Griffiths e Judge (2006) se for utilizado um modelo de regressão linear com heterocedasticidade, o estimador ainda é não tendencioso, porém não é mais o melhor estimador linear não tendencioso. Além do mais, os erros-padrão calculados podem ser incorretos fazendo com que os testes de hipóteses e de intervalo de confiança sejam enganosos.

Em estudos envolvendo dados espaciais esse tipo de problema aparece frequentemente, especialmente quando são utilizados dados de unidades espaciais irregulares (diferentes áreas), quando existem diferenças regionais sistemáticas no modelo (regimes espaciais) ou quando houver uma força espacial contígua derivada dos parâmetros do modelo, através da expansão espacial (ANSELIN, 1992).

Assim, para testar a hipótese nula de que os erros são homocedásticos, sugere-se a aplicação dos testes Breusch-Pagan (mais indicado quando se assume normalidade dos erros) e Koenker-Basset (mais recomendado para situações em que os erros não são normais). Ambos seguem uma distribuição  $\chi^2$  com P graus de liberdade. Como foi checado que em todas as regressões em método OLS realizadas por este trabalho, o teste Koenker-Basset (KB) acompanhou o diagnóstico da estatística Breusch-Pagan (BP), seja rejeitando a hipótese nula ou não, preferiu-se reportar os resultados apenas desse último teste.

Não obstante, segundo Anselin (1992), os testes BP e KB exigem o conhecimento das variáveis que se supõe causarem a heterocedasticidade, sendo que em algumas situações há pouca informação sobre as variáveis heterocedásticas. Diante disso, o autor sugere lançar mão do teste de White, pois o mesmo possibilita detectar o problema sem que as variáveis heterocedásticas sejam conhecidas. Por sua vez, esta estatística segue uma distribuição  $\chi^2$  quando houver graus de liberdade para se estimar uma regressão significativa.

Os valores e probabilidades desses testes na análise para os municípios brasileiros podem ser encontrados na tabela 3.

---

<sup>44</sup> Segundo Hill, Griffiths e Judge (2006), o problema de heterocedasticidade ocorre com frequência em trabalhos que usam dados em corte transversal (cross-section), ocorrendo quando as variâncias não são as mesmas para todas as observações, ou seja,  $\text{var}(y_i) = \text{var}(e_i) = \sigma_i^2$ .



Tabela 3 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para os municípios brasileiros

Teste	[1]		[2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Multicollinearity condition number	89.163		101.781	
Jarque-Bera	2678.906	(0.0000)	4140.595	(0.0000)
Breusch-Pagan	127.978	(0.0000)	168.014	(0.0000)
White	265.3670	(0.0000)	261.3885	(0.0000)

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 3 mostra os valores e probabilidades dos testes obtidos através da estimação de Mínimos Quadrados Ordinários par as duas especificações, lembrando que a segunda especificação possui todas as variáveis explicativas do modelo, enquanto a primeira não apresenta a variável explicativa de qualidade da educação. Posto isso, nota-se que o número condicional não foi pequeno para a multicolinearidade em ambos os casos. Como os testes de Jarque-Bera, Breusch-Pagan e White se mostraram significativos a 1%, indicam que os erros não são normais e não são homocedásticos.

Dadas essas características, reforça-se a importância de lançar mão de modelos e estimadores que busquem corrigir problemas como a heterocedasticidade. Por conseguinte, preferiu-se utilizar a matriz de White<sup>45</sup> (1980), o estimador HAC de Kelejian-Prucha (2007) e o estimador KP HET, de Kelejian e Prucha (2010), sempre que possível. Isto é, dadas as opções do software *Geoda Space*, foram escolhidos a matriz de White e o estimador HAC de Kelejian-Prucha para os métodos OLS, SAR e SDM. Já o estimador KP HET, foi escolhido para as regressões SEM e SAC.

Desta maneira, seguem-se os resultados dos modelos para o nível municipal na tabela 4:

<sup>45</sup> Para acomodar a heterocedasticidade, utilizou-se uma especificação robusta baseada na matriz de variância-covariância consistente de White. Essa matriz também foi utilizada por Maranduba Jr. e Almeida (2009) e Oliveira *et al* (2011).

Tabela 4– Resultados dos Modelos para os municípios brasileiros (variável dependente: In PIB per capita municipal)

Modelos	OLS		GMM			
			SAR (KP)		SEM	
Variáveis	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]
Constante	10.4055 (0.0000)***	7.9233 (0.0000)***	7.2840 (0.0000)***	5.8325 (0.0000)***	10.2108 (0.0000)***	8.8079 (0.0000)***
Anos de estudo	0.5625 (0.0000)***	0.4074 (0.0000)***	0.3420 (0.0000)***	0.2539 (0.0000)***	0.3047 (0.0000)***	0.2829 (0.0000)***
K físico (CIFPM)	-0.0852 (0.0000)***	-0.0542 (0.0012)***	-0.0203 (0.3261)	-0.0040 (0.8340)	-0.0386 (0.0323)**	-0.0414 (0.0211)**
Densidade popu.	-0.0486 (0.0000)***	-0.0506 (0.0000)***	-0.0389 (0.0000)***	-0.0409 (0.0000)***	-0.0572 (0.0000)***	-0.0563 (0.0000)***
Infraestrutura	0.2625 (0.0000)***	0.1454 (0.0000)***	0.1692 (0.0000)***	0.0970 (0.0000)***	0.2938 (0.0000)***	0.2421 (0.0000)***
Prop. Ens. Médio	0.6321 (0.0000)***	0.6684 (0.0000)***	0.4874 (0.0000)***	0.5221 (0.0000)***	0.4749 (0.0000)***	0.5044 (0.0000)***
Prop Ens Superior	0.4158 (0.0000)***	0.2369 (0.0000)***	0.3025 (0.0000)***	0.1901 (0.0000)***	0.2253 (0.0000)***	0.1823 (0.0000)***
Taxa urbanização	-0.0652 (0.0126)**	-0.0475 (0.0569)*	-0.0581 (0.0335)**	-0.0468 (0.0667)*	-0.0370 (0.0991)*	-0.0450 (0.0468)**
Qualidade educ.		1.5897 (0.0000)***		1.0717 (0.0000)***		0.9210 (0.0000)***
Rho ( $\rho$ )			0.3246 (0.0000)***	0.3014 (0.0000)***		
Lambda ( $\lambda$ )					0.6799 (0.0000)***	0.6342 (0.0000)***
W anos de estudo						
W K fís (CIFPM)						
W Densid. popu.						
W Infraestrutura						
W Prop Ens Médio						
W Prop. Ens. Super.						
W Taxa urbaniz.						
W Qualid da educ.						
Adj R <sup>2</sup>	0.4631	0.5119				
Log Likelihood	-3651.8662	-3417.0130				
Akaike (AIC)	7318.236	6849.871				
Schwartz (SC)	7370.248	6908.385				
Pseudo R <sup>2</sup>			0.5903	0.6077	0.4573	0.5067
PseudoR <sup>2</sup> Espacial			0.4932	0.5382		
Anselin-Kelejian			87.103 (0.000)***	71.587 (0.000)***		

Nota: Entre parênteses encontra-se o valor da probabilidade (p-valor). Asteriscos indicam nível de significância estatística. \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Geoda Space*.

Tabela 4 – Resultados dos Modelos para os municípios brasileiros (variável dependente: ln PIB per capita municipal) – Continuação

Modelos	GMM			
	SAC		SDM	
Variáveis	[1]	[2]	[1]	[2]
Constante	7.4513 (0.0000)***	6.0013 (0.0000)***	8.3596 (0.0000)***	7.4435 (0.0000)***
Anos de estudo	0.3849 (0.0000)***	0.3226 (0.0000)***	0.4608 (0.0000)***	0.4448 (0.0000)***
K físico (CIFPM)	-0.0154 (0.4201)	-0.0030 (0.8693)	0.0889 (0.0000)***	0.0838 (0.0000)***
Densidade popu.	-0.0465 (0.0000)***	-0.0463 (0.0000)***	-0.0545 (0.0000)***	-0.0544 (0.0000)***
Infraestrutura	0.2119 (0.0000)***	0.1404 (0.0000)***	0.1033 (0.0235)**	0.0848 (0.0609)*
Prop. Ens. Médio	0.4674 (0.0000)***	0.4887 (0.0000)***	0.2863 (0.0000)***	0.2966 (0.0000)***
Prop. Ens. Super.	0.2461 (0.0000)***	0.1690 (0.0000)***	0.1479 (0.0000)***	0.1159 (0.0000)***
Taxa urbanização	-0.0486 (0.0398)**	-0.0474 (0.0406)**	-0.0304 (0.1930)	-0.0322 (0.1661)
Qualidade educ.		0.9650 (0.0000)***		0.6027 (0.0000)***
Rho ( $\rho$ )	0.2792 (0.0000)***	0.2744 (0.0000)***	0.4818 (0.0000)***	0.4646 (0.0000)***
Lambda ( $\lambda$ )	0.2728 (0.0000)***	0.2072 (0.0000)***		
W anos de estudo			-1.1188 (0.0000)***	-1.0993 (0.0000)***
W K fís (CIFPM)			-0.1551 (0.0000)***	-0.1380 (0.0000)***
W Densid. popu.			0.0525 (0.0000)***	0.0487 (0.0000)***
W Infraestrutura			-0.1209 (0.0290)**	-0.1354 (0.0144)**
W Prop. Ens. Méd.			0.1811 (0.0000)***	0.2074 (0.0000)***
W Prop. Ens. Super.			0.3274 (0.0000)***	0.2610 (0.0000)***
W Taxa urbaniz.			0.0607 (0.1203)	-0.0251 (0.8656)
W Qualid. da educ.				-0.0282 (0.4715)
Adj R <sup>2</sup>				
Pseudo R <sup>2</sup>	0.5870	0.6063	0.6603	0.6651
Pseudo R <sup>2</sup> Espacial	0.4839	0.5320	0.5526	0.5765
Anselin-Kelejian			0.870 (0.3510)	0.212 (0.6449)

Nota: Entre parênteses encontra-se o valor da probabilidade (p-valor). Asteriscos indicam nível de significância estatística. \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Geoda Space*.

Primeiramente, salienta-se que, todos os dados das variáveis (dependente e as independentes) estão no formato de logaritmo natural (ln). Logo, como o modelo está na forma Log-Log, os coeficientes estimados reportam as próprias elasticidades, informando a sensibilidade do PIB per capita com relação a cada uma das variáveis explicativas incluídas na análise.

A variável que representa o estoque de capital humano, anos de estudo, se mostrou positiva, significativa e relevante em todos os métodos para a análise municipal, seja na especificação (1) ou (2). Contudo, é possível notar que na ausência da variável sobre a qualidade da educação do ensino fundamental (especificação 1), o coeficiente daquela variável se apresentou superior nos cinco modelos. Isso indica que quando não há um controle qualitativo da educação, existindo apenas o controle quantitativo, este tende a ser inflacionado. Ou seja, constata-se que o aumento no PIB per capita gerado pelo acréscimo de tempo de estudo médio está superestimado, quando se faz um paralelo com os ganhos que a proxy de qualidade educacional acaba trazendo. A proxy de capital físico, que é o coeficiente individual do Fundo de Participação dos Municípios, se apresentou como não-significativa nos modelos SAR e SAC, significativa e positiva no modelo SDM, e por fim, significativa e negativa nos OLS e SEM, entretanto, assumindo valores pequenos.

Quanto à densidade populacional, em todos os casos os coeficientes foram negativos, significativos e módicos. Para Marques Júnior, Oliveira e Jacinto (2006), a densidade representa externalidades negativas que diminuem a produtividade dos trabalhadores e, por consequência, reduzem o crescimento econômico. Já o índice de infraestrutura apresentou resultados consideráveis, positivos e significativos ao grau de 1%, exceto na estimação por SDM, em que o nível de significância variou entre 5% e 10%. Ao âmbito regional, muitas pesquisas foram desenvolvidas a respeito dos impactos dos componentes da infraestrutura sobre o crescimento econômico. Os resultados dos estudos considerados seminais para este tema, concluíram que alguns dos componentes da infraestrutura, como energia elétrica e sistema de águas e esgoto, possuem grandes efeitos sobre o crescimento econômico, enquanto outros componentes, como prédios de hospitais, possuem efeito pequeno ou não significativo (CASTRO, 2014). Conforme o índice de infraestrutura aqui utilizado leva em conta questões de energia elétrica e saneamento básico, o coeficiente positivo dessa variável se mostra consoante com a literatura.

Na variável proporção de pessoas com mais de 25 anos com o ensino médio completo, é possível observar coeficientes elevados, com sinal positivo e sempre significativos a 1%. Diferentemente do que ocorreu com a variável anos de estudo, a porcentagem populacional com ensino médio apresentou coeficientes relativamente maiores na segunda especificação do que na primeira. Esse fenômeno pode representar que o efeito do predicado educacional no ensino fundamental não estava sendo mascarado pelo percentual da sociedade maior de 25 anos e que terminou o ensino médio, podendo haver alguma relação positiva entre esses dois parâmetros. Já a variável de proporção das pessoas com 25 anos ou mais com ensino superior completo se comportou como a de anos estudos, apresentando agora uma discrepância ainda maior da especificação 1 para quando há a inserção da proxy de qualidade do ensino.

No que diz respeito à taxa de urbanização, a mesma exibiu coeficientes modestos e negativos, com grau de significância oscilando entre 5 e 10% ao longo dos diferentes métodos e especificações, excetuando-se no modelo SDM, em que a variável foi não-significativa. Essa variável se mostra um tanto controversa na literatura. O trabalho de Castro (2014) também encontrou efeitos ambíguos para a urbanização das AMCs, pois há reversão de sinal com a inclusão das variáveis de controle de alfabetização e educação. Se por um lado, a urbanização no Brasil esteve intimamente ligada com a intensificação do processo de industrialização<sup>46</sup>, sobretudo a partir da década de 1950, uma vez que as unidades fabris eram instaladas em locais onde já houvesse certa infraestrutura, oferta de mão-de-obra e mercado consumidor, o que poderia levar ao aumento da produtividade, uso intensivo da tecnologia e incremento do PIB. Por outro lado, o artigo seminal de Cohen (1974) mostra a teoria de que as elevadas taxas de urbanização, principalmente em países subdesenvolvidos (que é o caso do Brasil, onde o aumento da população urbana se deu de forma acelerada e desordenada) ocasionariam vultuosos índices de desemprego e subemprego, o que geraria absorção excessiva de mão-de-obra pelo setor terciário. Agravado pelo problema de concentração da renda, o resultado de tamanha urbanização seria, portanto, uma redução no ritmo de crescimento da economia, dada a alocação de recursos em atividades menos produtivas do que as do setor secundário. Além dessa perspectiva, muitos estudos<sup>47</sup> relacionam a expansão da população urbana brasileira com os processos de favelização, criminalidade, poluição da

---

<sup>46</sup> A partir do início do processo industrial brasileiro, em 1930, começou a se criar no país condições específicas para o aumento do êxodo rural, provocando a mudança de um modelo agrário-exportador para um modelo urbano-industrial. Para mais informações sobre o tema, consultar Miranda (2006).

<sup>47</sup> Um exemplo desses trabalhos é o de Vilela (2012).

água e do ar, engarrafamentos no trânsito, entre outros problemas sociais, econômicos e ambientais.

A variável explicativa de maior interesse no presente trabalho, que é a proxy de qualidade educacional, a qual só pode ser observada nas especificações de número 2, se revelou como significativa a 1% nas cinco estimações, positiva e com o coeficiente elevado, principalmente com os métodos OLS, SAR, SEM e SAC. De todas as variáveis explicativas, a representada pela média das notas padronizadas da Prova Brasil foi a que se mostrou mais significativa no modelo, salientando assim a importância do controle qualitativo da educação, e não apenas quantitativo.

Houve a presença significativa de dependência espacial, seja ela na variável dependente ( $\rho$ ) ou nos erros ( $\lambda$ ) em todos os modelos que objetivam verificá-la. O coeficiente positivo e significativo da defasagem espacial  $\rho$  revela uma influência positiva que os vizinhos de um determinado município exercem sobre o PIB per capita dele<sup>48</sup>, reforçando a importância do estudo sobre crescimento econômico regional. Já o termo positivo e significativo do erro espacial  $\lambda$ , indica que os efeitos não captados pelo modelo apresentam uma autocorrelação espacial positiva. Sendo assim, o PIB per capita dos municípios brasileiros está relacionado com as variáveis explicativas e com fatores que não são captadas no modelo e aparecem no termo de erro.

As variáveis explicativas  $W$ , que são aquelas defasadas espacialmente, se comportaram de forma heterogênea no método em que aparecem na tabela 4, o SDM. As variáveis  $W$  do capital humano (anos de estudo), capital físico (CIFPM) e infraestrutura foram significativas e com sinal negativo. No entanto, essas mesmas variáveis sem a defasagem espacial, no próprio SDM apresentaram resultados positivos e significativos. Tal constatação pode indicar que a infraestrutura, a média da escolaridade e o repasse do governo federal que um município possui, só beneficia o PIB per capita dele mesmo, e não de seus vizinhos, podendo até mesmo prejudicar a vizinhança. Investigações mais profundas seriam necessárias para averiguar esse fenômeno, permeando também sob a hipótese de concorrência de investimentos<sup>49</sup> (públicos e privados) entre os municípios de uma mesma localidade.

---

<sup>48</sup> É possível observar essa relação nitidamente através do formato dos modelos SAR, SAC e SDM, como já ilustrados na seção de metodologia.

<sup>49</sup> Dever-se-ia verificar a existência de efeitos *crowding-in* e *crowding-out* nos municípios brasileiros, no sentido de ver se os investimentos e demais variáveis se complementam ou competem com as localidades vizinhas. Os investimentos públicos, para serem eficientes, devem ser alocados em setores que geram externalidades positivas e devem ser complementados pelos investimentos privados, em vez de competir com eles. A infraestrutura e os gastos em pesquisa e desenvolvimento são exemplos clássicos de investimentos públicos que complementam os investimentos privados. Dispendios em educação básica também podem ser

Por sua vez, as variáveis da média dos vizinhos para densidade populacional, proporção de pessoas com 25 anos ou mais com ensino médio completo, e com ensino superior completo, se mostraram positivas e significativas ao nível de 1%. Uma curiosidade é que o efeito do ensino superior na vizinhança foi maior do que o do ensino médio também na vizinhança, ao contrário do que foi verificado quando a análise é feita dentro de cada município. Em todos os cinco métodos (até mesmo no SDM) e em suas duas especificações, as variáveis de porcentagem da população com determinado nível educacional, em suas formas “originais” apresentaram maior efeito positivo para o PIB per capita, quanto maior fosse a razão de pessoas com ensino médio sobre a população total, do que em relação à razão de pessoas graduadas sobre o número total de pessoas daquele município. Enquanto com as variáveis defasadas espacialmente, a relação de habitantes diplomados nos locais limítrofes foi mais importante do que a de cidadãos com ensino médio, proporcionalmente à população total com mais de 25 anos.

E finalmente, a variável de qualidade educacional criada<sup>50</sup> a partir da matriz W não se mostrou significativa, não podendo assim tecer constatações a respeito do efeito das notas médias dos municípios adjacentes. A variável de urbanização defasada espacialmente também não foi significativa ao nível municipal.

Dessa forma, com base na comparação dos cinco métodos apresentados, acredita-se que a maioria deles se encontra bem especificada, pelos resultados do teste de Anselin-Kelejian<sup>51</sup> e também pela significância dos parâmetros espaciais rho e lambda, que identificaram de fato a dependência espacial dos dois tipos. Seja analisando os critérios<sup>52</sup> de Log-Likelihood, Akaike e Schwarz, divulgados pelo método OLS, ou comparando os Pseudo

---

considerados investimento público na formação de capital humano; um aumento de eficiência também poderia ser conseguido se aumentados os gastos em saúde preventiva e primária e gastos com saneamento básico, cujo retorno é elevado, e cujos custos por habitante são baixos (BOGONI, HEIN E BEUREN, 2011).

<sup>50</sup> A criação de todas as variáveis W e WW (defasadas espacialmente uma e duas vezes, respectivamente) foi realizada através do software Geoda.

<sup>51</sup> A hipótese nula do teste Anselin-Kelejian é que não há autocorrelação espacial nos resíduos do modelo.

<sup>52</sup> A função Log Likelihood não pode ser calculada para os métodos de estimação IV e GMM, assim, os instrumentos usuais de análise de melhor modelo, os critérios de informação de Akaike (IC) e Schwartz (SC), não podem ser estimados. Assim, a sugestão de Sass, Porsse e Da Silva (2016) como medida de qualidade de ajuste é dada pelo Pseudo R-quadrado, o qual é expresso como a razão entre a variância dos valores ajustados pelo modelo e a variância dos valores observados para a variável dependente.

$R^2$ , em todas as colunas existe a indicação de que a especificação 2 seria melhor<sup>53</sup> do que a 1. A variável explicativa de maior relevância para o presente estudo (qualidade da educação fundamental) apresentou efeito consideravelmente positivo e significativo a 1% em ambas as especificações, para os cinco métodos em questão. Entretanto, não foi possível identificar imediatamente qual seria o modelo que melhor representaria essa análise municipal, apesar da não-rejeição da hipótese nula do teste Anselin-Kelejian no método SDM já indicá-lo como um forte candidato. Dado que a estatística AK testa apenas a presença de autocorrelação espacial nos resíduos, podem haver outros tipos de dependência espacial residual e que não estão sendo verificadas<sup>54</sup>. Dessa maneira, torna-se fundamental testar o índice de Moran global univariado, o qual é capaz de fornecer se os resíduos do modelo ainda possuem ou não a dependência espacial.

Tabela 5 - Índice de Moran global univariado dos resíduos para os modelos na análise municipal

Resíduos do Modelo	I de Moran global univariado	Probabilidade
SAR	0.1176	(0.0010)***
SEM	0.4496	(0.0010)***
SAC	0.1645	(0.0030)***
SDM	0.0250	(0.1370)

Nota: \*\*\* significativo a 1%. Dentro dos parênteses se encontra o p-valor.

Fonte: Elaboração própria a partir do software *Geoda*

Salienta-se que o modelo estimado não deve apresentar qualquer autocorrelação espacial em seus resíduos. Caso contrário, pode-se afirmar que este não foi capaz de capturar todo o processo de dependência espacial e mostra-se inadequado para tratar tal problema. Logo, os modelos SAR, SEM e SAC para os municípios brasileiros não foram capazes de eliminar completamente a dependência espacial dos resíduos. Como o I de Moran estimado através dos resíduos do modelo SDM não foi significativo, acredita-se que o método SDM na especificação 2 seja a escolha mais adequada.

Uma possível justificativa pela qual essa metodologia se apresentou como a mais correta para explicar o comportamento do PIB per capita municipal é a de que existem

<sup>53</sup> A análise de Log-Likelihood sugere que quanto maior o valor do teste, melhor a especificação. Já os critérios de Akaike e Schwarz indicam o que apresentar o menor valor de seus resultados como o modelo melhor especificado.

<sup>54</sup> O teste de Anselin-Kelejian é revelado apenas em estimativas SAR, SAC (testado apenas para o rho), SDM e outras em que há o estudo da autocorrelação espacial na variável dependente. No presente estudo, os modelos SEM e parte do SAC não teriam seus resíduos testados pelo teste AK, por isso a relevância do teste exibido na tabela 5.



grandes evidências na literatura a respeito da existência do problema de endogeneidade entre as variáveis educação e crescimento econômico, o que desperta a suspeita da presença da mesma nas variáveis qualidade educacional e PIB per capita. Ao se fazer o teste Durbin-Wu-Hausman (DWH)<sup>55</sup>, confirmou-se a presença de endogeneidade entre as variáveis de PIB per capita e de média padronizada das notas escolares. O tratamento para este problema recomendado por Wooldridge (2006) e outros autores é o uso de variáveis instrumentais ou o método GMM, realizando a regressão em dois estágios. Para ser considerado um bom instrumento, é necessário ser correlacionado com a variável suspeita de endogeneidade, mas não correlacionado com os erros. No presente caso, ao invés de usar a proxy de qualidade do ensino básico oriunda de um ano mais próximo ao do PIB em análise<sup>56</sup>, preferiu-se usar a nota da prova Brasil para o ano de 2005<sup>57</sup>, ou seja, 5 anos antes dos dados do PIB, o que representaria a variável em questão defasada no tempo (a qual pode ser sugerida como instrumento). Além disso, acredita-se que essa distância temporal ajudaria na especificação do modelo, uma vez que o aluno concluindo o ensino fundamental, na 8ª série/9º ano, dali a 5 anos, já poderia ter concluído o ensino médio (com duração padrão no Brasil de 3 anos) e/ou estar se lançando no mercado de trabalho, contribuindo assim para o PIB do ano de 2010. Tal variável defasada no tempo foi utilizada em todas as regressões com especificação 2, seja no método OLS seja nos métodos de econometria espacial. Além dela, no modelo SDM, estão presentes as variáveis defasadas no espaço, que também podem ser caracterizadas como bons instrumentos, justamente por calcularem a média dos municípios adjacentes, havendo a possibilidade de ser correlacionada com a variável endógena, porém não com o erro. No método em questão, as variáveis defasadas espacialmente duas vezes, WWX, entraram diretamente como instrumentos das variáveis WX, além da presença das variáveis explicativas X.

Assim, é possível enfatizar a interpretação dos resultados provenientes do modelo Durbin Espacial, presentes na tabela 4, além daquelas já feitas na comparação geral entre os métodos. Recordando que como todas as variáveis estão logaritmizadas, seus coeficientes podem ser interpretados como elasticidades. Variáveis de grande relevância para o presente

---

<sup>55</sup> O teste foi realizado através do programa Stata. Para consultar as premissas do teste de endogeneidade DWH e maiores informações, ver Loureiro e Costa (2009).

<sup>56</sup> O PIB per capita utilizado aqui é proveniente dos dados para 2010 do IBGE. A prova Brasil só é realizada em anos ímpares, então poder-se-ia escolher o ano 2009, por exemplo, para ser usada na estimação.

<sup>57</sup> 2005 é o primeiro ano da série histórica disponibilizada pelo INEP da Prova Brasil no formato em que a conhecemos hoje. Acredita-se que a qualidade da educação não mudaria substancialmente em um curto espaço de tempo.

trabalho, que são as referentes à educação, mostraram relação positiva e significativa com o PIB per capita quando as mesmas não estão defasadas espacialmente. Um aumento<sup>58</sup> de 10% na proporção de pessoas com ensino médio pode aumentar o PIB per capita do município em cerca de 2,97%. Já o mesmo incremento na proporção de graduados pode elevar o PIB per capita em 1,16%. A variável de qualidade educacional foi a que representou a maior elasticidade, em que um aumento de 10% na média padronizada das notas levaria a uma taxa de crescimento econômico de mais de 6%, enfatizando desse modo, a relevância de se prestar maior atenção aos aspectos qualitativos educacionais, não apenas uma expansão quantitativa, como o número de matrículas, por exemplo.

Dando continuidade à sequência do trabalho, seguir-se-ão as análises para as demais categorias no subespaço brasileiro: microrregiões, mesorregiões e unidades federativas. Como o objeto espacial maior de estudo (o Brasil) permanece o mesmo, e as metodologias também, as próximas inferências serão mais sucintas, uma vez que é provável que muitas interpretações sejam similares às aquelas encontradas na análise municipal.

#### 4.2 ANÁLISE A NÍVEL MICRORREGIONAL

Para estudar as relações do PIB per capita nas 558 microrregiões brasileiras deve-se primeiro, observar as características dos dados, exibidas na tabela 6:

Tabela 6 – Tabela das estatísticas descritivas para as microrregiões

<b>Variáveis</b>	<b>Observações</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>Máximo</b>	<b>Mínimo</b>
Proporção Ensino Médio	558	0,3269	0,0815	0,554	0,0932
Proporção Ensino Superior	558	0,1076	0,0611	0,2400	0,0202
Densidade demográfica	558	74,5085	250,0606	3958,6726	0,3009
Taxa de urbanização	558	0,6290	0,1654	1,0000	0,2424
Nota média padronizada (qualidade educ.)	558	4,2701	0,4460	5,3376	3,4240
PIB <i>per capita</i>	558	11747,6949	7709,1079	58489,4600	3476,00
Anos de estudo (capital humano)	558	9,2919	1,0313	11,3472	4,34
Índice de Infraestrutura	558	0,7046	0,1556	1,0000	0,3450
Coef. Individual do Fundo de	558	1,1258	0,5020	3,7108	0,6000

<sup>58</sup> A inferência mais direta é a que por exemplo, um aumento de 1% na proporção dos habitantes com ensino médio esteja relacionado a elevação de 0,2966% no PIB per capita. No entanto, para uma interpretação mais tangível, preferiu-se multiplicar ambos por 10, não causando nenhum prejuízo matemático ou estatístico. Essa preferência também foi escolhida por Marconato (2015). No capítulo 2 de seu livro, Wooldridge (2006) dá como exemplo a função:  $\log(\text{salário}) = 4,822 + 0,2571 \log(\text{vendas})$ , sendo que o coeficiente de  $\log(\text{vendas})$  é a elasticidade estimada de salário em relação a vendas. Ela implica que um aumento de 1% nas vendas das empresas aumenta o salário dos diretores executivos em cerca de 0,257% — a interpretação usual de uma elasticidade.

participação dos Municípios  
(capital físico)

Fonte: Elaboração própria.

Uma diferença notória das estatísticas descritivas pertencentes ao nível municipal e agora ao microrregional foi o salto na proporção de pessoas com ensino médio e com ensino superior, aproximando-se dos valores divulgados pelo IBGE (2010): na faixa etária de 25 anos ou mais, 35,8% da população concluiu o segundo grau e 11,26% tem nível de educação superior completo.

Por conseguinte, deve-se dar início à checagem de dependência espacial na agregação territorial de microrregiões (tabela 7):

Tabela 7 – Diagnósticos de dependência espacial a nível microrregional

Teste	Especificação [1]		Especificação [2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Moran's I	17.182	0.0000	12.027	0.0000
ML $\rho$ (lag)	146.433	0.0000	61.15	0.0000
ML $\rho$ robusto (lag)	5.857	0.0155	4.531	0.0333
ML $\lambda$ (erro)	276.125	0.0000	131.833	0.0000
ML $\lambda$ robusto (erro)	135.549	0.0000	75.214	0.0000

Fonte: Elaboração própria com o *software* Geoda Space.

Inicialmente, já se confirma a presença de dependência espacial pela significância do Teste I de Moran. Prosseguindo com o procedimento de especificação de modelos espaciais mostrado por Almeida (2012), constata-se que ML $\rho$  e ML $\lambda$  são ambos significativos. Partindo então para analisar suas versões robustas, vê-se que novamente, ML $\rho$ \* e ML $\lambda$ \* foram estatisticamente significativos. Contudo, existem alguns indícios de que o modelo SEM possa ser o mais recomendado no caso, uma vez que o ML $\rho$  robusto foi levemente menos significativo (a 5%) do que o teste ML $\lambda$  robusto (significativo a 1%). Contudo, como esta não é uma condição absoluta de exclusão do modelo SAR, é preferível realizar as regressões desses e também de outros métodos, já que os testes do tipo Multiplicador de Lagrange foram desenvolvidos apenas para sondar os modelos SAR e SEM.

Antes dos resultados das regressões de fato, é necessária a realização de alguns testes no modelo OLS (tabela 8):

Tabela 8 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para as microrregiões brasileiras

Teste	[1]		[2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Multicollinearity condition number	52.301		78.263	
Jarque-Bera	67.656	(0.0000)	276.645	(0.0000)
Breusch-Pagan	302.213	(0.0000)	121.777	(0.0000)
White	261.8398	(0.0000)	116.7971	(0.0000)

Fonte: Elaboração própria.

Novamente, o número condicional de multicolinearidade não apresentou valores ínfimos, indicando uma possível presença da mesma, porém sem causar grandes problemas na estimação dos modelos. A rejeição da hipótese nula dos testes de Jarque-Bera, Breusch-Pagan e White indica que os erros não seguem uma distribuição normal e que são heterocedásticos, reafirmando a necessidade das estimações serem via GMM e não por Máxima Verossimilhança. Por conseguinte, seguem-se as estimações dos modelos (tabela 9):

Tabela 9 – Resultados dos Modelos para as microrregiões brasileiras (variável dependente: ln PIB per capita microrregional)

Modelos	OLS		GMM			
			SAR (KP)		SEM	
Variáveis	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]
Constante	2.0546 (0.0942)*	0.8693 (0.0000)***	1.4870 (0.1929)	0.4317 (0.3072)	0.9403 (0.1495)	0.5257 (0.1766)
Anos de estudo	4.0519 (0.0000)***	1.7588 (0.0000)***	3.8313 (0.0000)***	1.7094 (0.0000)***	4.1291 (0.0000)***	2.1560 (0.0000)***
K físico (CIFPM)	0.5014 (0.0000)***	0.2896 (0.0000)***	0.4899 (0.0000)***	0.2931 (0.0000)***	0.4957 (0.0000)***	0.3826 (0.0000)***
Densidade popu.	-0.1723 (0.0000)***	-0.1060 (0.0000)***	-0.1636 (0.0000)***	-0.1025 (0.0000)***	-0.1416 (0.0000)***	-0.1216 (0.0000)***
Infraestrutura	0.2498 (0.0237)**	-0.0726 (0.4363)	0.2247 (0.0467)**	-0.0741 (0.4433)	0.1661 (0.2341)	0.0173 (0.8870)
Prop. Ens. Médio	0.2324 (0.1306)	0.6460 (0.0000)***	0.2161 (0.1904)	0.6039 (0.0000)***	0.0766 (0.5746)	0.5036 (0.0000)***
Prop Ens Superior	0.2688 (0.0132)**	-0.1322 (0.1874)	0.2229 (0.0522)*	-0.1475 (0.1151)	0.0771 (0.3661)	-0.1076 (0.2027)
Taxa urbanização	0.2062 (0.1176)	0.2157 (0.0655)*	0.2120 (0.0843)*	0.2203 (0.0472)**	0.1932 (0.0760)*	0.1096 (0.2052)
Qualidade educ.		3.7357 (0.0000)***		3.4895 (0.0000)***		3.2836 (0.0000)***
Rho ( $\rho$ )			0.0940 (0.5589)	0.0854 (0.3423)		
Lambda ( $\lambda$ )					0.7450 (0.0000)***	0.6215 (0.0000)***
W anos de estudo						
W K fís (CIFPM)						
W Densid. popu.						
W Infraestrutura						
W Prop Ens Médio						
W Prop. Ens. Super.						
W Taxa urbaniz.						
W Qualid da						

educ.						
Adj R <sup>2</sup>	0.6834	0.8083				
Log Likelihood	-359.15	-218.697				
Akaike (AIC)	734.3	455.394				
Schwartz (SC)	768.895	494.313				
Pseudo R <sup>2</sup>			0.7175	0.8227	0.6556	0.8045
PseudoR <sup>2</sup> Espacial			0.69	0.8124		
Anselin-Kelejian			55.794	48.707		
			(0.000)***	(0.000)***		

Nota: Entre parênteses encontra-se o valor da probabilidade (p-valor). Asteriscos indicam nível de significância estatística. \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%. Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 – Resultados dos Modelos para as microrregiões brasileiras (variável dependente: In PIB per capita microrregional) – Continuação

Modelos	GMM			
	SAC		SDM (KP)	
	[1]	[2]	[1]	[2]
Constante	0.5321 (0.3543)	0.1941 (0.5468)	0.5065 (0.2373)	0.3314 (0.3786)
Anos de estudo	3.8692 (0.0000)***	2.0513 (0.0000)***	3.7687 (0.0000)***	2.3117 (0.0000)***
K físico (CIFPM)	0.4977 (0.0000)***	0.3802 (0.0000)***	0.4939 (0.0000)***	0.4144 (0.0000)***
Densidade popu.	-0.1262 (0.0000)***	-0.1188 (0.0000)***	-0.1091 (0.0000)***	-0.1150 (0.0000)***
Infraestrutura	0.1084 (0.5043)	0.00279 (0.9808)	0.0878 (0.5967)	0.0221 (0.9033)
Prop. Ens. Médio	0.0533 (0.7764)	0.5006 (0.0000)***	0.0185 (0.8998)	0.3614 (0.0608)*
Prop. Ens. Super.	0.0234 (0.8913)	-0.1101 (0.3863)	-0.0255 (0.7991)	-0.1258 (0.4512)
Taxa urbanização	0.1913 (0.0709)*	0.1272 (0.2063)	0.1890 (0.0504)*	0.0942 (0.3458)
Qualidade educ.		3.1500 (0.0000)***		2.7160 (0.0000)***
Rho (ρ)	0.0822 (0.4023)	0.0810 (0.2338)	0.8179 (0.0000)***	0.6655 (0.0241)**
Lambda (λ)	0.7760 (0.0000)***	0.5724 (0.0000)***		
W anos de estudo			-3.0895 (0.0000)***	-1.9321 (0.0000)***
W K fís (CIFPM)			-0.3950 (0.0000)***	-0.3674 (0.0000)***
W Densid. popu.			0.0785 (0.0531)*	0.0912 (0.0400)**
W Infraestrutura			-0.0762 (0.7063)	-0.1481 (0.4364)
W Prop. Ens. Méd.			0.1869 (0.3517)	0.0347 (0.9045)
W Prop. Ens. Super.			-0.0184 (0.8883)	-0.0549 (0.7698)
W Taxa urbaniz.			-0.0918	-1.2583

			(0.5356)	(0.2741)
W Qualid. da educ.				0.1200 (0.4934)
Adj R <sup>2</sup>				
Pseudo R <sup>2</sup>	0.677	0.8188	0.847	0.8715
Pseudo R <sup>2</sup> Espacial	0.6415	0.8073	0.7032	0.8205
Anselin-Kelejian			2.712 (0.0996)*	0.386 (0.5342)

Nota: Entre parênteses encontra-se o valor da probabilidade (p-valor). Asteriscos indicam nível de significância estatística. \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%. Dentro dos parênteses se encontra o p-valor.

Fonte: Elaboração própria.

Os indícios depreendidos da tabela 7 parecem se confirmar quando se olha para a significância do parâmetro rho ( $\rho$ ) nas estimações SAR e SAC, seja em qualquer uma das duas especificações. Além desta, outra evidência de que o modelo SEM seria um forte candidato ao método mais adequado nesse contexto é de que  $\lambda$  foi significativo estatisticamente a 1% nas estimações SEM e SAC. Entretanto, sabe-se que essa condição não é absoluta, pois ainda podem ter restado sinais de dependência espacial nos resíduos do modelo. Outro contraponto é que o teste de Anselin-Kelejian não rejeitou sua hipótese nula na estimação SDM (apenas para a especificação 2), indicando, portanto, que a autocorrelação espacial nos resíduos foi acomodada com sucesso. A fim de resolver esse dilema, tem-se a tabela 10.

Tabela 10 - Índice de Moran global univariado dos resíduos para os modelos na análise microrregional

Resíduos do Modelo	I de Moran global univariado	Probabilidade
SAR	0.2875	(0.0010)***
SEM	0.3842	(0.0010)***
SAC	0.3297	(0.0100)***
SDM	-0.0937	(0.1258)

Nota: \*\*\* significativo a 1%. Dentro dos parênteses se encontra o p-valor.

Fonte: Elaboração própria a partir do software *Geoda*

Conforme ocorreu no diagnóstico municipal, o modelo encontrado como bom representante do verdadeiro processo estocástico gerador dos dados foi o SDM. Ao analisar a microrregião, é notável o tamanho dos coeficientes positivos das variáveis referentes à educação, principalmente as de anos de estudo e qualidade educacional. O fato do efeito do tempo de escolaridade ser muito maior na especificação 1 do que quando se insere o controle das médias da prova Brasil também se repete na alçada microrregional, havendo agora um hiato ainda maior entre as duas especificações. O modelo SDM foi o que apresentou, de forma

generalizada, os coeficientes mais modestos para as variáveis educacionais, sobretudo na segunda especificação. Através da última coluna da tabela 10, infere-se que uma variação<sup>59</sup> de 1% no tempo médio de escolaridade leva a uma variação de 2,31% no PIB per capita microrregional, revelando um grande efeito dos anos médios de estudo sobre o crescimento microrregional. Quanto à taxa de pessoas com ensino médio, só houve significância a 10% e apenas na especificação 2, oferecendo a elucidação de que a elasticidade entre a proporção da sociedade com segundo grau completo e o PIB per capita é de 0.3614. A mesma variável, porém, referente aos que possuem formação superior não se mostrou significativa no modelo. Uma hipótese para tal acontecimento é que a expansão das faculdades e universidades brasileiras é recente<sup>60</sup>, não abarcando mais do que 14% da população com mais de 25 anos, mesmo quando se olha dados mais recentes no tempo. E essa expansão nem tão pouco tem ocorrido de forma homogênea ao longo do território brasileiro. Segundo o relatório<sup>61</sup> da OCDE, *Education at a Glance* (2016), apenas 14% dos adultos brasileiros chegaram a conseguir o diploma universitário. Essa estatística é baixa, principalmente quando se comparada à média dos países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico), que é de 35%. Assim, como o número de formados ainda abarca uma pequena parcela da população brasileira, é possível que seu efeito não seja tão generalizado em cima do PIB per capita. Esse é um outro motivo pelo qual se optou em mensurar a qualidade da educação do ensino fundamental, por ser o nível educacional que mais engloba pessoas no Brasil, chegando a uma cobertura de mais de 50% da população (IBGE, 2010). Além disso, a composição dos setores econômicos no Brasil precisaria ser esmiuçada para comprovar a teoria de que os setores que mais contribuem para o PIB brasileiro não são intensivos em mão-de-obra altamente qualificada. Nas séries históricas do IBGE, é recorrente ver o setor de serviços com pelo menos 50% da participação por atividades do PIB e de pessoal empregado. A Pesquisa Anual de Serviços – PAS, engloba uma ampla gama de segmentos de serviços não-financeiros, estendendo-se por várias seções da CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas). Deste modo, dentre outras categorias, fazem parte da PAS os

---

<sup>59</sup> Essa interpretação também pode ser feita da seguinte forma: um aumento de 10% no período de escolaridade (por exemplo, se o tempo médio de estudo é de 10 anos, quando se passa a ser de 11 anos), ocasionará uma elevação de 23,12% na taxa de crescimento econômico microrregional.

<sup>60</sup> Essa expansão do ensino superior, tanto em aumento do número de vagas, cursos e Instituições de Ensino Superior (IES) foi mais notável nas duas últimas décadas. Dentre os programas e iniciativas que fomentaram o acesso ao terceiro grau no Brasil, é possível destacar o Prouni, o FIES, as bolsas-auxílio, a forma de entrada na IES através do ENEM, os programas de Educação à Distância (EAD), dentre outros.

<sup>61</sup> Essa publicação utiliza dados para o ano de 2014. O relatório também divulgou que o docente do fundamental e médio no Brasil ganha menos da metade da média recebida nos países da OCDE.

serviços tradicionais, como alojamento e alimentação, transportes (à exceção do transporte aéreo), serviços pessoais e manutenção e reparação de bens, que se destacam pela baixa ou semi-qualificação da mão-de-obra, baixa intensidade de capital e baixo desenvolvimento tecnológico (PAS, 1999). Para Stiglitz e Charlton (2007), os países subdesenvolvidos têm seus setores terciários caracterizados pela forte presença de setores de serviços intensivos em mão-de-obra não qualificada.

E por fim, a principal variável de estudo, a qualidade da educação fundamental apresentou um bom efeito positivo, em que sua elevação em 1%, acarretaria o acréscimo de 2,72% no PIB per capita microrregional.

Ao se debruçar sobre as variáveis espaciais  $W$ , a única das relacionadas à educação que apareceu como significativa foi a “ $W$  anos de estudo”, porém com sinal negativo. Tal constatação pode indicar que dentro de uma microrregião, as pessoas com mais anos de estudo (e possivelmente com mais alta formação) colaboram com o PIB per capita da microrregião onde habitam, porém se essas tendem a migrar para outra microrregião, isso prejudica o PIB do local deixado. Caso essa microrregião seja um pólo de referência, ela pode atrair cidadãos oriundos de locais com bom desempenho no ensino fundamental, o que pode contribuir para as habilidades cognitivas e influenciar a renda futura do indivíduo. Como no nível municipal a variável  $W$  de escolaridade também apresentou sinal negativo, é provável que ela possua um caráter concentrador.

Neste ponto, seria interessante também, estudar os efeitos migratórios da força de trabalho com mais anos de estudo, assim seria possível testar se haveria diferenças nos coeficientes das variáveis. Segundo os números da Pnad (Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios) de 2006, realizada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), 40% da população brasileira (ou 74.935 milhões na época) não vive no município onde nasceu. Além disso, 16% (ou 29.892 milhões) da população não é natural do estado em que reside. Logo, existe uma grande probabilidade de que essa população migrante fez seu ensino fundamental ou até mesmo toda a sua formação escolar em um local, porém hoje contribui para o PIB de outro. Tanto pela quantidade quanto pela qualidade da educação, os ganhos deixam de ser auferidos pelo local de naturalidade do indivíduo.

#### 4.3 ANÁLISE A NÍVEL MESORREGIONAL

Olhando agora para as 137 mesorregiões brasileiras, temos as características desses dados na tabela 11:



Tabela 11 – Tabela das estatísticas descritivas para as mesorregiões

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Proporção Ensino Médio	137	0,2987	0,0645	0,5540	0,1177
Proporção Ensino Superior	137	0,0866	0,0257	0,2400	0,0215
Densidade demográfica	137	126,5301	357,2189	3029,0577	0,4017
Taxa de urbanização	137	0,6528	0,1349	0,9658	0,3597
Nota média padronizada (qualidade educ.)	137	4,2847	0,3659	4,9697	3,7235
PIB <i>per capita</i>	137	13435,6589	8894,3507	58489,4600	3119,8777
Anos de estudo (capital humano)	137	9,3147	0,8894	11,1311	6,0200
Índice de Infraestrutura	137	0,7015	0,1496	0,9886	0,4151
Coef. Individual do Fundo de participação dos Municípios (capital físico)	137	1,2683	0,4604	3,5000	0,7176

Fonte: Elaboração própria.

Na agregação mesorregional, 29,87% e 8,66% da população, em média, tem o ensino médio e o ensino superior completo, respectivamente. A média de anos de estudo da população dentro das mesorregiões é de 9,31%.

Investigando, assim, a forma da dependência espacial por meio da tabela 12:

Tabela 12 – Diagnósticos de dependência espacial a nível mesorregional

Teste	Especificação [1]		Especificação [2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Moran's I	5.069	0.0000	3.633	0.0003
ML $\rho$ (lag)	21.548	0.0000	4.431	0.0353
ML $\rho$ robusto (lag)	6.435	0.0112	0.218	0.6404
ML $\lambda$ (erro)	18.044	0.0000	7.88	0.005
ML $\lambda$ robusto (erro)	2.931	0.0869	3.666	0.0555

Fonte: Elaboração própria com o *software* Geoda Space.

Observa-se que o coeficiente do I de Moran já possui um valor bem menor do que outrora, mas ainda permanece significativo, comprovando a permanência da dependência espacial nas mesorregiões. Ao tentar detectar o formato que essa dependência assume, surge uma evidência mais forte pela exclusão do modelo SAR, uma vez que na especificação 2, ML $\rho$  robusto foi não significativo. Para a especificação 1, os testes de Multiplicadores de Lagrange tanto para o lag quanto para o erro foram significativos, sendo que o modelo SAR poderia ser o mais indicado nesse caso, pois foi levemente mais significativo do que o SEM. Assim, deve-se continuar o procedimento de testes para averiguar qual método mais se encaixaria no modelo.

Tabela 13 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para as mesorregiões brasileiras

Teste	[1]		[2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Multicollinearity condition number	135.676		173.422	
Jarque-Bera	2.038	(0.3609)	2.015	(0.3652)
Breusch-Pagan	3.27	(0.859)	11.029	(0.2000)
White	27.3711	(0.8177)	36.5057	(0.7815)

Fonte: Elaboração própria.

Diferentemente do que ocorreu nas análises municipal e microrregional, na tabela (13) vê-se que o número condicional de multicolinearidade foi bem alto, e que os testes de Jarque-Bera, Breusch-Pagan e White foram não-significativos, indicando que os erros seguem uma distribuição normal e são homocedásticos, ou seja, têm variância constante. Em casos em que existe a normalidade dos erros, pode ser recomendado que se faça as estimações espaciais por Máxima Verossimilhança. Contudo, foram feitas as regressões em MV e estas apresentaram resultados semelhantes aos obtidos através de GMM. Assim, preferiu-se permanecer reportando os resultados em GMM, para garantir também uma comparação mais fidedigna entre os resultados das diferentes divisões do território brasileiro. Estes resultados podem ser conferidos na tabela 14:

Tabela 14 – Resultados dos Modelos para as mesorregiões brasileiras (variável dependente: In PIB per capita mesorregional)

Modelos	OLS		GMM			
			SAR (KP)		SEM	
Variáveis	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]
Constante	12.3444 (0.0000)***	7.9083 (0.0000)***	10.0409 (0.0000)***	7.6651 (0.0000)***	12.1260 (0.0000)***	8.1566 (0.0000)***
Anos de estudo	0.2338 (0.5114)	0.1278 (0.6713)	0.0768 (0.8229)	0.0975 (0.7722)	0.2309 (0.5518)	0.0845 (0.7962)
K físico (CIFPM)	-0.0365 (0.7438)	-0.0515 (0.6098)	-0.0242 (0.8011)	-0.0475 (0.5941)	0.0609 (0.5377)	0.0308 (0.7692)
Densidade popu.	-0.0155 (0.5034)	-0.0168 (0.4485)	-0.0037 (0.8666)	-0.0139 (0.5369)	-0.0286 (0.2309)	-0.0260 (0.2736)
Infraestrutura	-0.0641 (0.6737)	-0.2062 (0.1143)	-0.1280 (0.3634)	-0.2116 (0.0956)*	-0.0117 (0.9444)	-0.1558 (0.2776)
Prop. Ens. Médio	0.7176 (0.0000)***	0.8650 (0.0000)***	0.7023 (0.0000)***	0.8510 (0.0000)***	0.5730 (0.0000)***	0.7624 (0.0000)***
Prop Ens Superior	0.8449 (0.0000)***	0.3709 (0.0000)***	0.6681 (0.0000)***	0.3616 (0.0138)**	0.8086 (0.0000)***	0.4231 (0.0000)***
Taxa urbanização	-0.0768 (0.6388)	0.0724 (0.6161)	-0.0743 (0.5929)	0.0625 (0.6500)	0.0290 (0.8632)	0.0970 (0.4978)
Qualidade educ.		2.4093		2.2407		2.3430

		(0.0000)***		(0.0000)***		(0.0000)***
Rho ( $\rho$ )		0.2215		0.0532		
		(0.0164)**		(0.5985)		
Lambda ( $\lambda$ )				0.4232		0.2995
				(0.0000)***		(0.0000)***
W anos de estudo						
W K fís (CIFPM)						
W Densid. popu.						
W Infraestrutura						
WProp Ens Médio						
WProp.Ens.Super.						
W Taxa urbaniz.						
W Qualid da educ.						
Adj R <sup>2</sup>	0.8066	0.8531				
Log Likelihood	-2.106	17.276				
Akaike (AIC)	20.211	-16.552				
Schwartz (SC)	43.571	9.727				
Pseudo R <sup>2</sup>			0.8431	0.8646	0.8143	0.8604
PseudoR <sup>2</sup> Espacial			0.8254	0.8619		
Anselin-Kelejian			1.676	2.758		
			(0.1955)	(0.0968)*		

Nota: Entre parênteses encontra-se o valor da probabilidade (p-valor). Asteriscos indicam nível de significância estatística. \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 14 – Resultados dos Modelos para as mesorregiões brasileiras (variável dependente: ln PIB per capita mesorregional) – Continuação

Modelos	GMM			
	SAC		SDM (KP)	
Variáveis	[1]	[2]	[1]	[2]
Constante	10.2939 (0.0000)***	7.9912 (0.0000)***	5.6806 (0.0806)*	5.0874 (0.0763)*
Anos de estudo	0.0996 (0.7907)	0.0777 (0.8427)	0.1367 (0.8074)	0.0599 (0.9105)
K físico (CIFPM)	0.0163 (0.8563)	0.0189 (0.8288)	0.1118 (0.3490)	0.1491 (0.1683)
Densidade popu.	-0.0102 (0.6555)	-0.0227 (0.3011)	-0.0037 (0.9157)	-0.0290 (0.3258)
Infraestrutura	-0.1062 (0.4581)	-0.1693 (0.2142)	0.1689 (0.5014)	0.1062 (0.6303)
Prop. Ens. Médio	0.6607 (0.0000)***	0.7747 (0.0000)***	0.5313 (0.0359)**	0.6884 (0.0000)***
Prop. Ens. Super.	0.6930 (0.0000)***	0.4111 (0.0000)***	0.6683 (0.0000)***	0.4278 (0.0000)***
Taxa urbanização	-0.0330 (0.8124)	0.0886 (0.5330)	0.0903 (0.5506)	0.0945 (0.4683)
Qualidade educ.		2.2664 (0.0000)***		2.4875 (0.0000)***

Rho ( $\rho$ )	0.1948 (0.0290)**	0.0278 (0.7699)	0.5961 (0.0105)**	0.3391 (0.2400)
Lambda ( $\lambda$ )	0.2191 (0.1450)	0.2777 (0.0355)**		
W anos de estudo			-0.2470 (0.7070)	-0.0784 (0.8974)
W K ffs (CIFPM)			-0.2894 (0.0919)*	-0.4265 (0.0000)***
W Densid. popu.			0.0031 (0.9500)	0.0304 (0.5030)
W Infraestrutura			-0.2461 (0.4049)	-0.3712 (0.1856)
W Prop. Ens. Méd.			0.1951 (0.5784)	0.3775 (0.3445)
W Prop. Ens. Super.			-0.4204 (0.1508)	-0.4210 (0.1949)
W Taxa urbaniz.			-0.3950 (0.0860)*	-0.1764 (0.0988)*
W Qualid. da educ.				-0.7012 (0.4728)
Adj R <sup>2</sup>				
Pseudo R <sup>2</sup>	0.841	0.8625	0.8663	0.8857
Pseudo R <sup>2</sup> Espacial	0.8238	0.8608	0.836	0.8743
Anselin-Kelejian			0.694 (0.4049)	0.027 (0.8699)

Nota: Entre parênteses encontra-se o valor da probabilidade (p-valor). Asteriscos indicam nível de significância estatística. \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%. Dentro dos parênteses se encontra o p-valor.

Fonte: Elaboração própria.

A indicação obtida na tabela 13, de que o modelo SAR não seria adequado, realmente se confirmou. O coeficiente  $\rho$  não se revelou significativo na especificação de maior interesse (2) em nenhuma das estimações em que poderia aparecer: SAR, SAC e SDM. Ademais, o teste de Anselin-Kelejian rejeitou a hipótese nula a 10% de significância para a estimação SAR na especificação com qualidade educacional. O modelo SEM dá sinais de que é um bom candidato a melhor método para essa análise mesorregional, tendo em vista de  $\lambda$  ter sido significativo ao critério de 1% no SEM e de 5% no SAC. Em contrapartida, o teste de Anselin-Kelejian não rejeitou sua hipótese nula nas duas últimas colunas da tabela 14, subentendendo-se que através da estimação SDM, o problema da autocorrelação espacial foi solucionado. Novamente, por poder haver algum resíduo contendo dependência espacial, faz-se necessário analisar a tabela 15:

Tabela 15 - Índice de Moran dos resíduos para os modelos na análise mesorregional

Resíduos do Modelo	I de Moran univariado	Probabilidade
SAR	0.1507	(0.0080)***

SEM	0.2265	(0.0010)***
SAC	0.1990	(0.0030)***
SDM	- 0.0294	(0.3940)

Nota: \*\*\* significativo a 1%. Dentro dos parênteses se encontra o p-valor.

Fonte: Elaboração própria a partir do software *Geoda*.

Como é imprescindível que não haja dependência espacial nos resíduos, o único método que se adequaria a explicar o modelo é o SDM, como já era previsto. As indicações fornecidas por outros testes e diagnósticos, induziriam ao erro. Por isso, Almeida (2012) propõe que o melhor modelo especificado precisa atender a duas condições sequencialmente: o modelo mais adequado não pode apresentar evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos. Atendida esta condição, seleciona-se o modelo com o menor critério de informação. Assim, interpretando os resultados da segunda especificação para o método SDM, percebe-se que variáveis outrora significativas, agora na análise mesorregional, deixaram de ser, a citar por exemplo a de anos de escolaridade. As variáveis de educação que permaneceram significativas e positivas foram: proporção da população com 25 anos ou mais com ensino médio, ensino superior e a média padronizada da prova Brasil (*proxy* de qualidade da educação).

Um incremento de 10% na porcentagem<sup>62</sup> da variável “Prop. Ens. Médio” e da variável “Prop. Ens. Sup” está ligado a um aumento de aproximadamente 6,88% e de 4,28% no PIB per capita, respectivamente. A variável qualidade educacional básica apresentou um considerável coeficiente positivo, em que 10% de aumento nas notas médias padronizadas, levaria a uma elevação por volta de 24,88% no PIB per capita mesorregional. Tais variáveis educacionais não se mostraram significativas ao serem defasadas espacialmente.

Na verdade, as poucas variáveis *W* que foram significativas, pelo menos ao nível de 10% apareceram com coeficientes negativos. Sendo elas: a taxa de urbanização, conforme já foi discutido aqui previamente, ela também possui efeitos negativos sobre o crescimento econômico; o capital físico (CIFPM). Muitos trabalhos têm utilizado dados do Fundo de Participação dos Municípios, seja para mostrar os efeitos dos repasses governamentais<sup>63</sup> ou

<sup>62</sup> Um exemplo de interpretação poderia ser: em uma mesorregião onde 50% de sua população possui segundo grau completo, a mudança para a cobertura de 55% da população estaria relacionada a um aumento de 6,88% no PIB per capita daquela mesorregião, em média.

<sup>63</sup> Um importante estudo a respeito dessa transferência fiscal é o de Maciel, Andrade e Teles (2008). Cita-se também as produções de Santos e Santos (2014) e de Maranduba Junior e Almeida (2008).

como proxy para gasto governamental<sup>64</sup>, ou como aqui realizado, proxy para capital físico, conforme feito por Silva et. al (2008)<sup>65</sup>. Este último trabalho conclui que o capital físico, ao contrário que se esperava, apresentou um sinal negativo, indicando que o FPM se contrapõe a taxa de crescimento do PIB *per capita*, confirmando o resultado obtido por Barro (1991) e por Paixão et. al. (2008) de que os gastos do setor governo não contribuem para o crescimento econômico.

Para Ribeiro (2010), a variável FPM apresenta, mais uma vez, um impacto total negativo, indicando que essas transferências de recursos podem não estar sendo eficientes em relação à elevação do crescimento econômico. Maranduba Jr. e Almeida (2008) fazem uma análise das transferências para os municípios mineiros, encontrando um resultado parecido ao encontrado pelo trabalho de Ribeiro (2010), onde as transferências afetam negativamente a taxa de crescimento econômico. Contudo, o autor ressalta que a variável FPM apresenta um impacto de maior magnitude quando a dependência na forma de defasagem espacial é considerada no modelo. Dessa forma, o resultado aqui apresentado pelo FPM defasado espacialmente corrobora com as conclusões inferidas da literatura. O estudo de Gomes e Mac Dowell (2000) indica que grande parte dos impactos referentes à variável FPM foram não significativos, ou seja, para esses municípios o Fundo de Participação Municipal não afeta a taxa de crescimento. Nos municípios onde há o impacto dessa variável, esse é negativo. Dessa forma, pode-se dizer que essa política de transferência de recurso não estaria trazendo benefícios em termos de crescimento do PIB *per capita* dos municípios. Uma justificativa para esse fato é que o Fundo de Participação Municipal estaria transferindo recursos das mais ricas para as mais pobres. Tal fato inibiria as atividades produtivas dos municípios mais abastados sem estimular, no entanto, essas atividades nos municípios mais necessitados (RIBEIRO, 2010).

O sinal negativo dos *spillovers* para essa variável pode estar associado a ela ter uma natureza de concentração, além de que algumas regiões acabam concorrendo entre si, por recursos públicos e principalmente, pelo desencadeamento da atração de investimentos privados.

A seguir, faz-se a análise da última agregação territorial aqui apresentada: a unidade federativa.

#### 4.4 ANÁLISE A NÍVEL ESTADUAL

---

<sup>64</sup> Pode-se citar como exemplo o trabalho de Marques Júnior, Oliveira e Jacinto (2006).

<sup>65</sup> Neste estudo, o capital físico (representado pelo FPM) não foi significativo.

A forma com que os dados estaduais brasileiros, para as variáveis do presente estudo se manifestam é exibida na tabela 16.

Tabela 16 – Tabela das estatísticas descritivas para as Unidades Federativas

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo
Proporção Ensino Médio	27	0,3406	0,0808	0,5540	0,2436
Proporção Ensino Superior	27	0,1009	0,0400	0,2400	0,0552
Densidade demográfica	27	112,1044	155,4542	688,9932	4,9977
Taxa de urbanização	27	0,6339	0,1205	0,9658	0,4643
Nota média padronizada (qualidade educ.)	27	4,2218	0,3434	4,8567	3,7716
PIB <i>per capita</i>	27	13513,0267	10635,1750	58489,4600	4496,3127
Anos de estudo (capital humano)	27	9,1506	0,7917	10,5021	7,4524
Índice de Infraestrutura	27	0,6623	0,1337	0,9480	0,4776
Coef. Individual do Fundo de participação dos Municípios (capital físico)	27	1,2331	0,3171	2,1011	0,7607

Fonte: Elaboração própria.

Em média, os estados brasileiros possuem cerca de 34,06% e 10,09% de sua população com segundo grau completo e diploma de ensino superior, respectivamente. A média dos anos de estudo foi de pouco mais que 9 anos. Prosseguindo com a investigação de dependência estadual, agora a nível estadual, apresenta-se a tabela 17.

Tabela 17 – Diagnósticos de dependência espacial a nível estadual

Teste	Especificação [1]		Especificação [2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Moran's I	0.509	(0.6106)	0.906	(0.3648)
ML $\rho$ (lag)	4.328	(0.0375)	3.476	(0.0623)
ML $\rho$ robusto (lag)	4.431	(0.0353)	3.503	(0.0613)
ML $\lambda$ (erro)	0.074	(0.7853)	0.005	(0.9443)
ML $\lambda$ robusto (erro)	0.177	(0.6739)	0.032	(0.8584)

Fonte: Elaboração própria com o *software* Geoda Space.

A partir do valor baixo do I de Moran e a probabilidade não significativa desse teste, determina-se, surpreendentemente, a ausência de dependência espacial, nas duas especificações. Ainda que os testes ML $\rho$  e ML $\rho$  robusto tenham sido significativos a 5% e 10% em cada especificação, respectivamente, o I de Moran é quem ditaria a presença de algum tipo de autocorrelação espacial. Como essa hipótese foi descartada, assume-se que a nível estadual, o modelo não apresenta problemas de dependência espacial. Entretanto, far-se-ão mais alguns testes.

Tabela 18 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS para as UFs

Teste	[1]		[2]	
	Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
Multicollinearity condition number	181.645		194.8200	
Jarque-Bera	0.571	(0.7518)	0.4940	(0.7812)
Breusch-Pagan	8.6	(0.2827)	7.7550	(0.4577)
White	27.0000	(0.8313)	27.0000	(0.9795)

Fonte: Elaboração própria.

Além de um elevado valor para multicolinearidade, a não rejeição das hipóteses nulas dos testes retratados na tabela 18 indica que os erros são homocedásticos e seguem uma distribuição normal. Assim, a única forma dos 5 modelos até então apresentados por este modelo que pode ser usada para representar a temática em análise é o OLS, presente na tabela 19:

Tabela 19 – Resultados dos Modelos para as UFs (variável dependente: ln PIB per capita estadual)

Modelos	OLS	
	[1]	[2]
Constante	11.0707 (0.0000)***	8.7299 (0.0000)***
Anos de estudo	0.7716 (0.4081)	-0.2705 (0.6689)
K físico (CIFPM)	0.0244 (0.9367)	-0.2075 (0.2920)
Densidade popu.	-0.0140 (0.7925)	0.0456 (0.3106)
Infraestrutura	-0.0665 (0.8166)	-0.4048 (0.1005)
Prop. Ens. Médio	0.9217 (0.0133)**	1.1435 (0.0014)***
Prop Ens Superior	0.7994 (0.0000)***	0.4145 (0.0636)*
Taxa urbanização	-0.5519 (0.1120)	-0.3220 (0.1688)
Qualidade educ.		2.5271 (0.0000)***

Rho ( $\rho$ )

Lambda ( $\lambda$ )

W anos de estudo

W K fís (CIFPM)



W Densid. popu.		
W Infraestrutura		
W Prop Ens Médio		
W Prop. Ens. Super.		
W Taxa urbaniz.		
W Qualid da educ.		
Adj R <sup>2</sup>	0.871	0.9127
Log Likelihood	7.445	13.438
Akaike (AIC)	1.11	-8.877
Schwartz (SC)	11.477	2.786
Pseudo R <sup>2</sup>		
Pseudo R <sup>2</sup> Espacial		
Anselin-Kelejian		

Nota: Entre parênteses encontra-se o valor da probabilidade (p-valor). Asteriscos indicam nível de significância estatística. \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5% e \* significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Apenas a título de conferência, testou-se os modelos SAR, SEM, SAC e SDM, para ver como seria o comportamento das variáveis. Em nenhuma das estimações apareceu algum dos coeficientes de dependência espacial (seja na variável dependente ou no erro), e ademais, no modelo SDM, nenhuma das variáveis W (defasadas espacialmente) se mostrou como significativa. Havendo, portanto, um reforço de que a análise estadual não deve ser feita por modelos espaciais. Apesar de alguns estudos, principalmente os de convergência de renda, observarem uma dependência espacial entre as unidades federativas do Brasil, é possível que o modelo aqui especificado, contendo diversas variáveis sobre educação, revele que o nível educacional e a qualidade da educação afetem principalmente regiões mais próximas entre si, possivelmente dentro do próprio estado, ou com seus vizinhos contíguos. O resultado aponta para a ideia de que a qualidade educacional de um estado não afeta o outro, bem como as outras variáveis não teriam efeito sob jurisdição de outra unidade federativa.

Silveira Neto (2001) encontrou resultados não muito diferentes no que se refere ao PIB, uma vez que seus resultados apontaram que o crescimento da renda per capita dos estados brasileiros não é afetado pela riqueza de seus vizinhos.

Foi possível concluir, comparando as subseções 4.1, 4.2, 4.3 e 4.4, que a hipótese de que a dependência espacial iria diminuindo quanto mais agregado fosse o estado, se verificou. Quanto maior a desagregação territorial, maior a dependência que cada núcleo tem do outro.

Retomando a tabela 19 e analisando a regressão OLS da segunda especificação, extrai-se que a proporção de pessoas com ensino médio concluído possui um efeito no PIB

per capita quase três vezes maior que o efeito originado pela proporção populacional com graduação. A variável que se destacou foi a qualidade educacional, em que um aumento<sup>66</sup> de 10% nela, levaria a uma expansão de 25,27% no PIB per capita estadual.

Novamente, repara-se que a especificação 2 se apresenta como a mais adequada. Também é destacável o elevado valor do  $R^2$  ajustado, o que juntamente com o alto número condicional de multicolinearidade, reforça-se a hipótese da presença de multicolinearidade nesse modelo estadual. Logo, poder-se-ia testar a retirada de algumas variáveis explicativas e experimentar outros modelos sem defasagem espacial para observar se eles se adequam melhor no âmbito de unidades federativas. Entretanto, isso estaria fora da alçada do presente trabalho.

Dessa forma, para não remanescer dúvidas de que o modelo poderia ser espacialmente explicado, faz-se o teste dos resíduos da estimação, como realizado nas outras divisões territoriais presentes nesse trabalho.

Tabela 20 - Índice de Moran dos resíduos para os modelos na análise estadual

Resíduos do Modelo	I de Moran univariado	Probabilidade
OLS	-0.0142	(0.452)

Nota: \*\*\* significativo a 1%. Dentro dos parênteses se encontra o p-valor.

Fonte: Elaboração própria a partir do software *Geoda*.

Ratifica-se, desse modo, a ausência de dependência espacial a nível estadual. Assim, é possível inferir que as variáveis presentes no modelo não são afetadas/não afetam os estados vizinhos. Apesar do Brasil não apresentar um modelo federativo tão descentralizado<sup>67</sup>, como o dos Estados Unidos por exemplo, conhecido por uma maior autonomia de seus estados, o governo de cada unidade federativa brasileira apresenta uma certa independência, no que tange a criação e implementação de algumas leis, impostos<sup>68</sup> e o que também entra no escopo deste trabalho, as políticas regionais de educação. Os estados de Minas Gerais e de São Paulo são conhecidos por seus programas educacionais, e podem servir de inspiração para

<sup>66</sup> Um exemplo de interpretação nesse caso seria a de um estado que possua a média padronizada da prova Brasil igual a 4. Caso essa média suba para 4,4, esse deslocamento poderia causar um aumento de 25,27% no PIB per capita daquela unidade federativa.

<sup>67</sup> No Brasil, o federalismo fiscal, juntamente com a Constituição de 1988, representaram os marcos para a descentralização administrativa, financeira e social dos estados e municípios (SANTOS E SANTOS, 2014). Inclusive nesse mesmo estudo de Santos e Santos, é afirmado que o Fundo de Participação dos Municípios (FPM) é uma das transferências que possui esse caráter descentralizador, indicando que ter inserido essa variável no modelo do presente trabalho foi uma boa escolha para as análises.

<sup>68</sup> O que muitas vezes pode causar a chamada guerra fiscal.

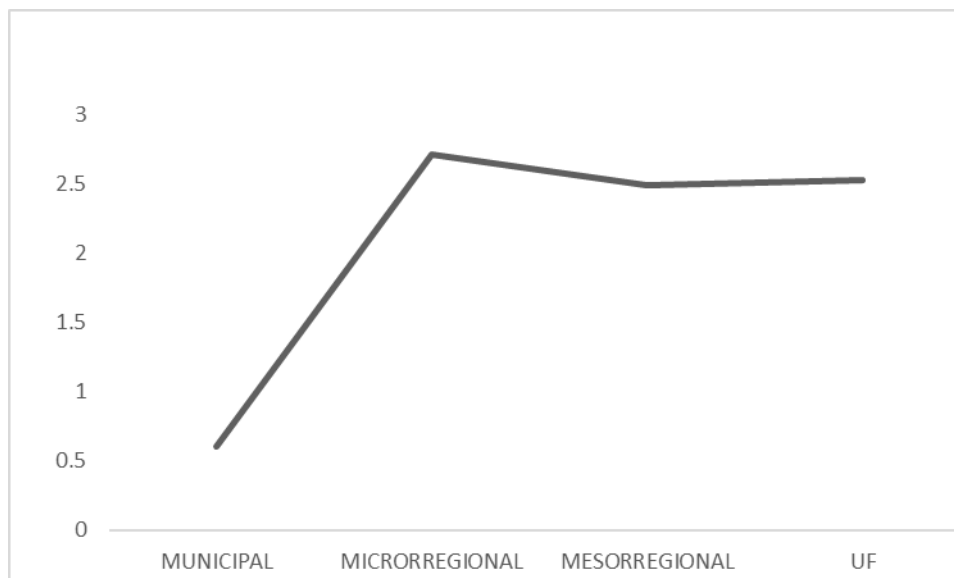
que os demais governos estaduais lancem projetos de melhoria educacional como um todo, investindo na infraestrutura escolar, garantindo um pagamento justo para o corpo docente, aplicando métodos que reduzam as dificuldades cognitivas, entre outras medidas que o governo estadual, juntamente com especialistas na área de educação podem elaborar. Em Minas Gerais, o PMDI (Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado), criado em 2003 com a proposta de mitigar as disparidades presentes nesse estado, também possui foco na diminuição das disparidades educacionais na região. Este último objetivo é de extrema importância no presente trabalho, pois poderia confirmar a hipótese da convergência absoluta da média das notas da Prova Brasil.

Minas Gerais também possui programas específicos para a educação, como o recente “Virada Educação Minas Gerais”, criado em 2015 pela Secretaria de Educação do estado. Essa iniciativa visa potencializar saberes do ambiente escolar e dos jovens para criar uma escola mais atrativa para os estudantes.

Já em São Paulo, existe o conhecido programa “Mais Educação São Paulo”, cujo propósito é o de assegurar aos alunos melhores condições de aprendizado e também ampliar a oferta de aperfeiçoamento dos professores. No entanto, esse plano é mais voltado para a capital São Paulo. Um programa estadual que abrange todo o estado de São Paulo é o “Educação – Compromisso de São Paulo”, iniciado em 2011, o qual estabelece um pacto com a sociedade em prol da educação. Entre suas principais metas, o plano pretende fazer com que a rede estadual paulista figure entre os 25 melhores sistemas de educação do mundo nas medições internacionais, além de posicionar a carreira de professor entre as dez mais desejadas do estado.

Com o propósito de emparelhar alguns resultados aqui obtidos, segue-se, então, um gráfico que ilustra a trajetória do coeficiente de qualidade educacional fundamental da menor unidade espacial analisada (município) até a maior (unidade federativa).

Figura 13 – Gráfico comparativo da evolução dos coeficientes da Qualidade Educacional para cada agregação territorial



Fonte: Elaboração própria.

Posto isso, é factível notar um grande salto do efeito no PIB per capita causado pela medida de qualidade da educação, quando se passa do nível municipal para o microrregional. Na sequência, esse coeficiente passa por uma leve queda, ao chegar nas mesorregiões, e posteriormente tem um ínfimo aumento para o nível estadual. Essa figura revela que o fator das notas da prova Brasil é mais importante dentro de uma microrregião do que observando um município como uma unidade em si. De forma geral, os níveis de microrregião, mesorregião e estado tendem a se beneficiar bem mais de políticas educacionais do que se um programa for aplicado em um único município. Seu efeito de transbordamento (spillover), caso significativo, provavelmente será muito maior quando se localizar em uma microrregião ou território ainda mais agregado. Portanto, a hipótese inicial levantada no presente trabalho, de que o efeito da qualidade educacional se verificaria mais forte quanto mais o território fosse sendo aglutinado, se confirma em sua ideia geral. No entanto, o aumento é significativamente crescente na passagem de cidade para microrregião, apenas. Ao passar para as próximas divisões geográficas, o retorno se mostra decrescente e/ou relativamente constante, porém em ambas bem acima da unidade mínima de agregação espacial aqui analisada.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou analisar a qualidade do ensino fundamental e seus efeitos sobre o PIB per capita, comparando modelos OLS, SAR, SEM, SAC e SDM em quatro âmbitos espaciais: municípios, microrregiões, mesorregiões e unidades federativas brasileiras.

Em termos econométricos, viu-se que os estimadores de modelos espaciais obtidos pelo método tradicional dos mínimos quadrados são inapropriados, excetuando-se a análise estadual, que não mostrou dependência espacial. Segundo Elhorst (2000), Lesage (1999) e Anselin (1988), caso haja autocorrelação espacial no termo de erro, os estimadores de mínimos quadrados continuam sem viés, porém perdem sua eficiência. No caso de autocorrelação na variável dependente, se estimados por OLS, os estimadores se tornam viesados e perdem a consistência. Por isso, métodos alternativos precisam ser utilizados para a estimação, como Máxima Verossimilhança, GMM ou variáveis instrumentais.

Posto isso, resolveu-se comparar os modelos espaciais mais comumente utilizados (SAR, SEM, SAC, SDM) entre si e também com o de mínimos quadrados ordinários. Observou-se que ao traçar paralelos entre os modelos espaciais para municípios e microrregiões, no último caso o comportamento dos parâmetros rho e lambda indicaram que o efeito de dependência espacial autorregressiva some, enquanto a dependência espacial estocástica permanece. Tal fato indicava que a natureza da dependência muda neste recorte comparado com o municipal. Entretanto, mesmo com as análises SAR e SEM, o único método que se mostrou um bom representante do verdadeiro processo estocástico gerador dos dados foi o SDM, em todas as agregações territoriais. Não é de se surpreender que o modelo eficaz tenha sido o mesmo para todas, uma vez que o objeto maior territorial (o Brasil) não mudou e os dados foram sendo agregados, não havendo grandes mudanças na estrutura do modelo.

Através dos resultados observados, uma das principais inferências que se pôde obter é a de que os efeitos da qualidade da educação são bem maiores no nível microrregional do que no municipal. Isso se dá provavelmente porque a mobilidade do trabalho é menor nesse nível e trabalhadores mais capacitados (com maior qualidade educacional) tenderiam a se movimentar buscando maximização do retorno devido à sua qualidade educacional.

As variáveis de densidade populacional não apresentaram grandes efeitos negativos em relação ao PIB per capita nos modelos, porém já podem significar um alerta à grande concentração de pessoas que vêm ocorrendo principalmente nas áreas metropolitanas,

o que pode prejudicar questões de saneamento, infraestrutura, transporte público, tráfego, entre outros. A variável taxa de urbanização também pode estar ligada a esses mesmos problemas, e também não se mostrou altamente danosa ao PIB per capita. No que diz respeito ao índice de infraestrutura, o mesmo só foi significativo na primeira estimação, a de municípios, apresentando sinal positivo, e corroborando com a literatura. A variável proxy para capital físico, o coeficiente individual do FPM, revelou-se como positivo e significativo em boa parte das estimações, apresentando sinal negativo apenas quando defasada espacialmente e a nível mesorregional. As proporções de pessoas com ensino médio e superior completas se mostraram positivas e significativas na maior parte da análise, mostrando a importância também da expansão quantitativa do ensino (como ampliar o número de vagas, criar e expandir Instituições de Ensino Superior, entre outros). A variável de escolaridade se mostrou com sinal negativo ao ser significativa em sua versão W, o que indica que a mesma pode ter efeito

Contudo, o alto efeito, positivo e significativo no PIB per capita proveniente da qualidade educacional básica traz à tona a sumária relevância de se ter um ensino de qualidade, capacitando os indivíduos e melhorando suas habilidades cognitivas.

Em estudos contemporâneos, a citar o de Hanushek (2016), nota-se que a discussão a respeito da qualidade da educação permanece intensa. O autor afirma que os países em desenvolvimento concentraram seus esforços na expansão do ensino e no aumento da carga horária na escola, entretanto, muito pouco foi feito pela qualidade educacional. Juntamente com Woessmann, Hanushek fala sobre o “*Knowledge Capital*” das nações, o qual seria medido pelos rankings de provas internacionais, como o PISA<sup>69</sup> ou o TIMSS<sup>70</sup>. Uma importante conclusão desse trabalho é a de que o que realmente importa para o crescimento de um país economicamente aberto é o conhecimento e as habilidades cognitivas da população, medidas através de uma *proxy*, a qual seria o ranking de algum teste internacional consistente.

Ademais, a presença de dependência espacial para as três primeiras esferas analisadas: municipal, microrregional e mesorregional fomenta a necessidade de políticas públicas regionais, sobretudo promovendo melhorias na educação.

---

<sup>69</sup> Programme for International Student Assessment – PISA ou Programa Internacional de Avaliação de Alunos. Trata-se de um exame educacional mundial coordenado pela OCDE e que é realizado a cada 3 anos.

<sup>70</sup> Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS). Consiste em uma avaliação internacional do desempenho dos alunos do 4.º e do 8.º ano de escolaridade em Matemática e Ciências, desenvolvida pela International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA).

Apesar da desigualdade, os programas educacionais devem ter foco claro e estimular o engajamento dos responsáveis para construir uma educação de qualidade. As escolas devem fazer um esforço articulado para evitar desperdícios e manter o foco na aprendizagem (Fundação Lemann, 2010). Não é factível assim, pensar apenas em um modelo nacional unificado. Essa constatação vale para a educação e para a maioria das variáveis aqui analisadas. O diagnóstico de cada cidade é diferente, e se suas características intrínsecas não forem levadas em consideração ao se elaborar uma política, as chances de sucesso em lugar não garantem sucesso em outro. Os demais municípios e localidades brasileiras deveriam se inspirar no modelo focalizado implementado em Sobral (CE), que em pouco tempo e sem muitos gastos adicionais, conseguiu diminuir o *gap* existente entre seus indicadores educacionais e os de cidades de mesmo porte, e até mesmo a reverter o quadro, figurando em 2015 em primeiro lugar entre todos os municípios brasileiros no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB, 2015).

Algumas sugestões para trabalhos futuros e também continuidades destes serão mencionadas. Acredita-se ser interessante investigar o fluxo migratório<sup>71</sup> da população que faz seu ensino fundamental em determinada cidade e permanece nela posteriormente e a que migra. Observar principalmente o fluxo de mão-de-obra de localidades pequenas para as cidades maiores na microrregião, mesorregião ou mesmo para a capital da Unidade Federativa. Poder-se-ia também incluir alguma variável que sirva de proxy para o capital físico privado, e agregá-lo ao público, enquanto não são disponibilizadas variáveis mais contemporâneas e mais desagregadas territorialmente para esse tipo de capital. Além da preocupação com a qualidade do ensino fundamental, é possível que o trabalho seja expandido para análises que visem mensurar a qualidade do ensino médio e superior. Também nesse sentido, é possível desagregar o capital humano em mais faixas etárias, como de 0 a 15 anos para checar ensino fundamental, de 15 a 25 anos para checar o ensino médio e a partir de 25 anos para olhar o ensino superior. Outra forma de se trabalhar seria utilizando apenas os indivíduos com empregos formais, podendo calcular equações mincerianas<sup>72</sup> de salários para eles. Além desses, uma maior desagregação da população por nível máximo de estudo concluído: as que são analfabetas/não completaram o ensino fundamental, as que

---

<sup>71</sup> O surgimento de novos pólos de atração vem promovendo o movimento de migrantes no interior do próprio estado ou região. Essa tendência tem sido mais forte nas regiões Norte, Sul e Centro-Oeste (OLIVEIRA E SIMÕES, 2004).

<sup>72</sup> O capital humano obtido da proposta de Mincer (1974) é, na realidade, uma medida de salário potencial, onde busca-se mensurar os retornos monetários, para o indivíduo, oriundos de investimentos em educação. Pressupõe-se que indivíduos qualificados são mais produtivos e auferem maiores salários (KROTH E DIAS, 2013).

possuem o ensino fundamental concluído como nível de ensino mais alto que completou, as que chegaram a terminar o ensino médio, as que possuem diploma universitário, e até mesmo as que possuem mestrado e doutorado. Entretanto, esse tipo de decomposição via nível de ensino deve ser usada com cautela, justamente por poderem apresentar problemas de multicolinearidade, conforme ocorreu no modelo do presente trabalho.

Outras sugestões consistem em testar as especificações aqui propostas com outros métodos de econometria espacial (quando observada a presença de dependência espacial), como o Modelo Durbin Espacial de Erros (SDEM), sobretudo na análise mesorregional, o modelo regressivo cruzado espacial (SLX) e seus desdobramentos, entre outros, a fim de verificar se mais algum modelo seria adequado para o presente trabalho em suas agregações territoriais, e como as variáveis de comportariam. Ademais, acredita-se que testar um modelo de convergência absoluta, visando captar os efeitos diretos e indiretos, os chamados spillovers (transbordamentos) da qualidade educacional do ensino fundamental, e verificar a hipótese, com uma defasagem temporal, de que as notas da prova Brasil tendem a convergir entre as regiões no longo prazo, seria um bom fechamento para este trabalho aqui iniciado. Além disso, modelos com dados em painel espacial, modelos de crescimento econômico mais formalizados, como defasagem temporal para se mensurar propriamente uma taxa de crescimento, e inserção de variáveis como crescimento populacional, depreciação, etc., seriam bem-vindos. O mesmo é válido para regressões geograficamente ponderadas<sup>73</sup> (RPG ou GRW) e outras estratégias de se levar em conta as heterogeneidades presentes nas unidades espaciais brasileiras.

Uma conclusão importante a que o presente trabalho chega é a de que a dependência espacial vai se suavizando à medida que a agregação territorial aumenta. O efeito que um município exerce sobre seus vizinhos é muito superior a de que um estado exerce no outro. Essa interação entre a vizinhança mais desagregada em pequenas unidades geográficas (como microrregiões) reforça a importância de políticas públicas focalizadas, sobretudo nos programas educacionais, já que foi visto o efeito de seu salto a nível microrregional, e também mesorregional e estadual, quando comparado com a análise municipal.

As virtudes de transbordamentos espaciais do capital humano, sejam positivas ou negativas, sugerem um forte estímulo à investigação desses fenômenos, além da formação dos centros regionais de qualificação e pesquisa, principalmente que sejam voltados para tratar de

---

<sup>73</sup> Uma forma de captar os efeitos locais é através da utilização de Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG). O modelo RPG é a estimação de um modelo específico para cada região, controlando, portanto, a heterogeneidade espacial.



problemas regionais. Dessa forma, deve-se não apenas destacar a importância do capital humano e de sua qualidade, mas também investigar como esses fenômenos ocorrem no subespaço brasileiro é fundamental para que os estudos de crescimento e desenvolvimento econômico avancem.

Sendo assim, enfatiza-se a pertinência da criação e execução de políticas públicas mais focalizadas localmente, levando em conta as características intrínsecas regionais. Por outro lado, almejando a mitigação das vastas diferenças em indicadores educacionais e socioeconômicos das regiões e adequando as políticas, sobretudo as educacionais às heterogeneidades do subespaço brasileiro.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, M., GROOT, H.L.F., FLORAX, R.J.G.M., 2005. "Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods". *Région et Développement*, nº 21-2005.
- AGHION, P.; L. BOUSTAN; C. HOXBY; VANDENBUSSCHE, J. (2005). Exploiting States' Mistakes to Identify the Causal Impact of Higher Education on Growth, NBER conference paper.
- AGHION, P., HOWITT, P. 1992 "A model of growth through creative destruction". *Econometrica*, v.60, n.2, p.323-351.
- ALBAGLI, S e MACIEL, M. L. Capital Social e desenvolvimento local. In: CASSIOLATO, J. E., LASTRES, H. M. M. e MACIEL M.L. (Org.) *Pequena empresa: cooperação e desenvolvimento local*. Rio de Janeiro: Relume Dumará, 2003.
- ALMEIDA, E. (2012). **Econometria espacial aplicada**. Editora Alínea, São Paulo.
- ALMEIDA, M. A. S. e GUANZIROLI, C. H. "Análise exploratória espacial e a convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000". Foz do Iguaçu: ANPEC, 41º Encontro Nacional de Economia, 2013. Disponível em: [http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2013#AREA\\_10](http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2013#AREA_10).
- ANDRADE, C. Y. de. Acesso ao ensino superior no Brasil: equidade e desigualdade social. *Revista Ensino Superior*, Unicamp, 2012. Disponível em: <https://www.revistaensinosuperior.gr.unicamp.br/artigos/acesso-ao-ensino-superior-no-brasil-equidade-e-desigualdade-social> Acesso em: 07/01/2017.
- ANSELIN, L. "Local indicators of spatial association" – LISA. *Geographical Analysis*. v. 27, insue (2), p. 93-115, apr. 1995.
- \_\_\_\_\_, 2001. "Spatial Econometrics", in Baltagi B. H. (ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell Publisher, Oxford.
- \_\_\_\_\_, 2007. "Spatial Regression Analysis", in R: *A workbook*.
- ANSELIN, L. E KELEJIAN, H. Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors. **International Regional Science Review**, 20, pp. 153-182, 1997.
- ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO DO BRASIL. Consulta de espacialidades e indicadores. Realização: PNUD, Fundação João Pinheiro e IPEA. 2013. Disponível em: < <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/consulta/>> Acesso em 15/06/2015.
- ÁVILA, Rodrigo Peres de; MONASTERIO, Leonardo. O Maup e a Análise Espacial: um estudo de caso para o Rio Grande do Sul (1991-2000). 2008.
- BARBOSA FILHO, F. D. H., & PESSÔA, S. (2008). Retorno da educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 38(1).
- BARBOSA FILHO, F. de Holanda, & PESSÔA, S. de Abreu (2010). Educação e crescimento: O que a evidência empírica e teórica mostra?. *Revista Economia*.

BARRO, R. AND LEE, J. (1996). International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. *American Economic Review*, 86, 218-223.

BARRO, R. J., SALA-I-MARTIN, X. 1997 “Technological diffusion, convergence, and growth”. *Journal of Economic Growth*, v.2, n.1, p.1-27.

BARROS, R. P; HENRIQUES, R. e MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. In: HENRIQUES, R. (org.) *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARRETO, R. C. S. Desenvolvimento regional e convergência de renda nos municípios do estado do Ceará. Viçosa, 2007.

BECKER, G. S. 1962 “Investment in human capital: a theoretical analysis”. *The Journal of Political Economy*, v.70, n.5, p.9-49.

BEHRMAN, J. *Human resources in Latin America and the Caribbean*. Washington: Inter-American Development Bank, 1996.

BEHRMAN, J. & BIRDSALL, N. (1983). *The quality of schooling: Quantity alone is misleading*. *American Economic Review*, 73(5):928–946.

BENHABIB, Jess; SPIEGEL, Mark M. (1994) The Role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, v.34, 143-173.

BERGHEIM, S. Human Capital is the Key to Growth - Success Stories and Policies for 2020 (August 1, 2005). Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=774825>>. Acesso em 02/03/2017.

BOGONI, N. M., HEIN, N., & BEUREN, I. M. (2011). Análise da relação entre crescimento econômico e gastos públicos nas maiores cidades da região Sul do Brasil. *Revista de Administração Pública*, 45(1), 159-179.

BRACARENSE, P. A. (2012). *Estatística aplicada às ciências sociais*. Iesde Brasil Sa.

CADAVAL, Audrei Fernandes. Qualidade da educação fundamental e sua relação com o crescimento econômico. Tese de doutorado para o Programa de Pós-Graduação em Economia, com ênfase em Desenvolvimento Econômico da UFRGS. 2010.

CARD, D. AND KRUEGER A.B. (1992). Does school quality matters? Returns to education and characteristics of public education in United States. *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 1.

CARVALHO, A., ALBUQUERQUE, P. 2010. “Tópicos em econometria espacial para dados *cross-section*”. *Texto para discussão do IPEA* nº 1508.

CARVALHO YWATA, A. X.; ALBUQUERQUE, P. H. de M. Métodos e modelos em econometria espacial. Uma revisão. **Rev. Bras. Biom**, v. 29, n. 2, p. 273-306, 2011.

CASTRO, G. M. C. **O impacto dos componentes da infraestrutura pública sobre o crescimento das cidades brasileiras**: uma análise espacial do período de 1970 a 2010. 2014.

146 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2014.

CHASCO, C. (2013). Geodaspace: a resource for teaching spatial regression models. *Rect@*, (4), 119.

COHEN, Y. Crescimento demográfico, industrialização e urbanização no Brasil. **Revista de Administração de Empresas**, v. 14, n. 2, p. 107-113, 1974.

COLEMAN, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, F., Mood, A. M., Weinfeld, F. D., et al.(1966). The Equality of Educational Opportunity Report. Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.

COLWELL, R.; CODDINGTON, J.A. Estimating terrestrial biodiversity through extrapolation. *Philos. Trans. R. Soc. London B series*, London, v. 345, p. 101-118,1994.

CRESSIE, N. *Statistics for Spacial Data*. **Chichester**: John Wiley, 1991.

DALL'ERBA, D. & LE GALLO, J. 2004 “Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis”. University of Illinois at Urbana-Champaign, *REAL Working Paper*, no. 03-T-14, Urbana.

DIAS, Joilson; DIAS, Maria Helena Ambrósio; LIMA, Fernandina Fernandes de. Crescimento Econômico e Nível de Escolaridade: Teoria e Estimativas Dinâmicas em Painel de Dados. VIII Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC SUL, 18 p., 2005.

DUFLO, E. *Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment*. *The American Economic Review*, v.91, n.4, p.795-812, 2001.

EASTERLY, W. (2002). *The Elusive Quest for Growth*. The MIT Press.

ELHORST, J. P. et al. Ruimtelijk economische effecten van zes Zuiderzeelijn varianten. **REG Publication**, v. 22, 2000.

FERREIRA, V.S. *Assassinaram a Educação Pública*. Editora: Clube de Autores, 78 p., 2009.

FERREIRA JÚNIOR, S., BAPTISTA, A. J., & LIMA, J. E. D. (2004). A modernização agropecuária nas microrregiões do Estado de Minas Gerais. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília-DF, v. 42, n.1, p. 271-290, 2004.

FIGUEIRÊDO, L., NORONHA, K. V., & ANDRADE, M. V. (2003). Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros. *Texto para discussão*, (219).

FIRME, V. D. A. C., & SIMÃO FILHO, J. (2014). Análise do crescimento econômico dos municípios de minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. *Economia Aplicada*, 18(4), 679-716.

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

FOSTER, A. D. e ROSENZWEIG, M. *Household Division, Inequality and Rural Economic Growth*. University of Pennsylvania, 1996.

GONÇALVES, F. DE O, SEABRA, F., & TEIXEIRA, J. R. O CAPITAL HUMANO EM UM MODELO DE CRESCIMENTO ENDÓGENO DA ECONOMIA BRASILEIRA: 1970-1995. *Análise Econômica*, 16(29).

GOMES, M. J. T. L., TORRES, C. A., & CUNTO, F. J. C. *Avaliação da dependência espacial na modelagem do desempenho da segurança viária em zonas de tráfego*. XXIX Congresso Nacional de Pesquisa em Transporte da Anpet. Ouro Preto, 9 a 13 de novembro de 2015.

GOUVEA, G. F. P. (2000). Um salto para o presente: a educação básica no Brasil. *São Paulo em Perspectiva*, 14(1), 12-21.

GUJARATI; D. N. *Econometria Básica: 4ª Edição*. Rio de Janeiro. Elsevier- Campus, 2006

HANUSHEK, Eric A.; KIMKO, Dennis D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. **American economic review**, p. 1184-1208, 2000.

HANUSHEK, E. A. & LUQUE, J. (2003). Efficiency and equity in schools around the world. *Economic of Education Review*, 22:481–502.

HANUSHEK, E. A. e WOESSMANN, L. *Schooling, Cognitive Skills, and the Latin American Growth Puzzle*. NBER Working Paper n. 15066, 2009.

HANUSHEK, E. A., & WOESSMANN, L. (2016). Knowledge capital, growth, and the East Asian miracle. *Science*, 351(6271), 344-345.

HILL, C. A; GRIFFITHS, W. E; JUDGE, G. G. **Econometria**. 2ª edição. São Paulo. Saraiva, 2006.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, *Censo Demográfico do Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

INEP. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa Educacionais. *Censo Escolar*. Disponível em: <http://www.inep.gov.br> Acesso em: maio de 2015.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Indicadores Sociais*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br> Acesso em: junho de 2016.

IPEA. Infraestrutura social e urbana no Brasil: subsídios para uma agenda de pesquisa e formulação de políticas públicas. Brasília : 2010. v. 2 (912 p.): gráfs., mapas, tabs. (Série Eixos Estratégicos do Desenvolvimento Brasileiro; Infraestrutura Econômica, Social e Urbana ; Livro 6)

KELEJIAN, H. H. & PRUCHA, I. R. A. (1999), ‘Generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model’, *International Economic Review* 40(2), 509–533.

KELEJIAN, H. H. & PRUCHA, I. R. (2007). **HAC estimation in a spatial framework**. *Journal of Econometrics*, v. 140, n. 1, p. 131-154.

KELEJIAN, H. H., & PRUCHA, I. R. (2010). Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, 157(1), 53-67.

KELEJIAN, H. H. E ROBINSON, D. (1998). A suggested test for spatial autocorrelation and/or heteroskedasticity and corresponding Monte Carlo results. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 28, pp. 389-417.

KHASNOBIS, G. B. & BARI, F. (2000), Sources of growth in South asian economics, Technical report, Global Research Project.

KOENKER, Roger. *Quantile Regression*, Cambridge University Press (May 9, 2005).

KROTH, D. & DIAS, J. (2012), ‘Os efeitos dos investimentos público e privado em capitais físico e humano sobre o produto per capita dos municípios da região sul: Uma análise em painéis de dados dinâmicos’, *Nova Economia* 22 (3), 621–650.

KROTH, D.; GONÇALVES, F. O Impacto dos Gastos Públicos Municipais sobre a qualidade da educação: uma análise de variáveis instrumentais entre 2007 e 2011. In: 42 Encontro Nacional De Economia, 2014, Natal. Anais do 42 Encontro Nacional de Economia, 2014.

KRUEGER, A. B. (2003). Economic considerations and class size. *The Economic Journal*, 113:F34–F63.

LANGE, F. & TOPEL, R. (2006). The social value of education and human capital. In Hanushek, E. A. & Welch, F., editors, *Handbook of the Economics of Education*, pages 459–509. North-Holland.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P.L. V. 2005. “Income convergence clubs for Brazilian Municipalities: a non-parametric analysis”. *Applied Economics*, 37, 2099–2118.

LAVOR, D. C. (2014). Qualidade da educação básica e uma avaliação de política educacional para o Ceará (Doctoral dissertation, Universidade Federal do Ceará).

LE SAGE L., J. 1999. “Spatial Econometrics”. Manuscrito não publicado disponível em <http://www.rri.wvu.edu/regscweb.htm>.

LLEDÓ, V. D. (1996). Distribuição de renda, crescimento endógeno e política fiscal: uma análise cross-section para os estados brasileiros. Texto para Discussão N° 441 do IPEA.

LOUREIRO, A. O. F.; COSTA, L. O. Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel. *Nota técnica*, v. 37, 2009.

LUCAS, R. *On the mechanics of economic development*. *Journal of Monetary Economics*, n.22, p.3-42, 1988.

MACIEL, P. J.; ANDRADE, J.; KUHLE TELES, V. **Transferências fiscais e convergência regional no Brasil**. Working paper, 2008.

MAGALHÃES, J. C. R. & MIRANDA, R. B., 'Dinâmica da renda per capita, longevidade e educação nos municípios brasileiros', *Estudos Econômicos* 39(2), 539-569. (2009)

MAGURRAN, A.E. *Ecological diversity and its measurement*. New Jersey: Princenton University Press, 1988.

MANKIW, N., ROMER, D., E WEIL, D. 1992. "A contribution to the Empirics of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics* 107, 407-37.

MARANDUBA JR, N. G., & ALMEIDA, E.. Eficiência e Eficácia Da Política Regional em Minas Geras. 2008. Disponível em:

<https://www.mysciencework.com/publication/show/1d980c08ad3a13a34c056121145f83b8>

MARCONATO, M. **Análise espacial da pobreza nos municípios brasileiros no ano de 2010**. 2015. 100 f. Dissertação de Mestrado em Economia Regional - Centro de Estudos Sociais Aplicados - Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2015.

MARQUES JUNIOR, L. D. S. M., OLIVEIRA, C. A. de, & JACINTO, P. de A. O Papel Da Política Fiscal Local No Crescimento Econômico De Cidades—Uma Evidência Empírica Para O Brasil. In *Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 34th Brazilian Economics Meeting]* (No. 131). ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]. (2006).

MINCER, J. 1958 "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution". *The Journal of Political Economy*, v.66, n.4, p.281-302.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO DO BRASIL (MEC). Relatório: "Analfabetismo no país cai de 11,5% para 8,7% nos últimos oito anos", 2013. Disponível em:  
< <http://portal.mec.gov.br/component/tags/tag/34167> >. Acesso em: 05/02/2017.

MONASTERIO, L.M. & ÁVILA, R. P. (2004), 'Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001)', *Economia* 5(2), 269–296.

MONTENEGRO, R. L. G., LOPES, T. H. C. R., RIBEIRO, L. C. D. S., CRUZ, Í. S. D., & ALMEIDA, C. P. C. D. (2014). Efeitos do crescimento econômico sobre os estados brasileiros (1992-2006). *Economia Aplicada*, 18(2), 215-241.

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. 2008 Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento". *Economia Aplicada*, v. 12, n. 1, p. 151-171.

OAXACA, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review* 14, pp. 693-709.

OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico). *Education at a Glance*. Relatório divulgado pelo INEP. Ministério da Educação. Brasília, 2016.

OLIVEIRA, C. A. Crescimento econômico das cidades nordestinas: um enfoque da Nova Geografia Econômica. **Revista Econômica do Nordeste**, vol. 3, 2004.

\_\_\_\_\_. Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.36, n.3, 2005. 21p.

PAS. Pesquisa Anual de Serviços. Elaborada pelo IBGE, Diretoria de Pesquisas, Departamento de Comércio e Serviços, 1999. Disponível em:  
<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/comercioeservico/pas/analispas99.shtm>  
 Acesso em: 24/02/2017.

PAULA, J.S; DALBERTO, C.R; BOHN, L. **Determinantes da pobreza rural no Brasil: um enfoque espacial**. 6ª Conferência Internacional sobre Estatísticas Agropecuárias. Rio de Janeiro, 2013.

PERES, F. C. *O capital social como motor do desenvolvimento sustentável*. Revista Marco Social. ESALQ-USP. 2006. Disponível em:  
 <<http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/Revista%20Marco%20Social.pdf>>.  
 Acesso em 08/08/2016.

PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. **Análise de convergência espacial no Estado de Minas Gerais: 1975-2003**. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA/NORDESTE: ESTRATÉGIAS DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL, 11, 2006, Fortaleza. Anais... Fortaleza: BNB/ANPEC, 2006.

PINKSE, J.; SLADE, M. E. The future of spatial econometrics. J. Reg. Sci., London, v.50, n.1, p.103-117, 2010.

PONS, T. Efeitos da qualidade da educação sobre o diferencial de renda dos jovens no Brasil. Dissertação de Mestrado. São Paulo: Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2007.

PSACHAROPOULOS, George. Returns to investment in education: A global update. **World development**, v. 22, n. 9, p. 1325-1343, 1994.

PSACHAROPOULOS, G. e VELEZ, E. (1993). Educational Quality and Labor Market Outcomes: Evidence from Bogota, Colombia. *Sociology of Education*, Vol.66, No. 2, 130-145.

OLIVEIRA, A. T.; SIMÕES, A. G. "DESLOCAMENTOS POPULACIONAIS NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS CENSOS DEMOGRÁFICOS DE 1991 E 2000". IN: 14º ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, ABEP, 2004, MINAS GERAIS.

REGÔ, Caio Vieira; PENA, Marina Garcia. Análise dos modelos de regressão espacial SAR, SEM e SAC. 2012. 76 f., il. Monografia (Bacharelado em Estatística)—Universidade de Brasília, Brasília, 2012.

REY, S.; MONTOURI, B. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Review of Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

RIBEIRO, Eduardo P. Notas de Aulas – Econometria I- EPGE/FGV, 2008.

SANTOS, A. C. dos; GOMES, A. P.; ERVILHA, G. T.. *Eficiência e Desigualdade em Educação no Estado de Minas Gerais: uma análise da primeira etapa do PMDI*. IPEA. Planejamento e Políticas Públicas, n. 45, jul/dez 2015.



SANTOS, K. G. B. D., & SANTOS, C. E. R. Dependência Municipal das Transferências do Fundo de Participação dos Municípios: uma análise para os municípios do Sul da Bahia entre 2008 e 2012. *Anais da IV Semana do Economista*, 7. 2014.

SASS, K.; PORSSE, A.; DA SILVA, E. R. H. Determinantes das Taxas de Crimes no Paraná: Uma Abordagem Espacial. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 10, n. 1, p. 44-63, 2016.

SCHULTZ, T. W. (1960). Capital formation by education. *The Journal of Political Economy*, 68(6):571–583.

\_\_\_\_\_. 1961 “Investment in human capital”. *The American Economic Review*, v.51, n.1, p.1-17.

SEN, A. *The possibility of social choice*. *American Economic Review*, v. 89(3), p.349-378, June, 1999.

SOLOW, R.M. 1956. “A Contribution to the Theory of Economic Growth”. *Quarterly Journal of Economics*. 32, p. 185-194.

STIGLITZ, J. E.; CHARLTON, A. **Livre mercado para todos**. Elsevier Brasil, 2007.

TOBLES. The First Toble’s Lew and Spacial Analysis. Miller, Harvey J. **Annals of the Association of American Geographers**, Volume 94, n.2, páginas 284-289, Junho de 2004. Trad.Victor Vieira Vasconcelos, abril de 2013.

TODOS PELA EDUCAÇÃO. Relatório: Apenas 54,3% dos jovens brasileiros concluem o Ensino Médio até os 19 anos. 2014. Disponível em: <http://www.todospelaeducacao.org.br/sala-de-imprensa/releases/32164/apenas-543-dos-jovens-brasileiros-concluem-o-ensino-medio-ate-os-19-anos/> Acesso em: 08/12/2016.

TYSZLER, M. **Econometria espacial**: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial. 2006, 115 f. Dissertação (mestrado). Fundação Getúlio Vargas – Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

WOLDA, H. Similarity indices, sample size and diversity. *Oecologia*, Berlin, v. 50, p. 296-302, 1981.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Cluster-sample methods in applied econometrics. **American Economic Review**, p. 133-138, 2003.

\_\_\_\_\_. Introdução à Econometria - uma abordagem moderna. Thomson, 2006.

\_\_\_\_\_. [Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data. MIT Press. 2 edition, 2011.](#)

ZHANG, Chuanguo; ZHUANG, Lihuan. The composition of human capital and economic growth: Evidence from China using dynamic panel data analysis. **China Economic Review**, v. 22, n. 1, p. 165-171, 2011.

