

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

LEONARDO ALEXANDRINO DE ALMEIDA

**IMPACTO DO CAPITAL HUMANO NO CRESCIMENTO REGIONAL: UM
ESTUDO SOBRE OS MUNICÍPIOS DO SUDESTE BRASILEIRO**

**GOVERNADOR VALADARES
2018**

LEONARDO ALEXANDRINO DE ALMEIDA

**IMPACTO DO CAPITAL HUMANO NO CRESCIMENTO REGIONAL: UM
ESTUDO SOBRE OS MUNICÍPIOS DO SUDESTE BRASILEIRO**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Juiz de Fora - Campus Governador Valadares como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas

Orientador: Professor Doutor Vinícius de Azevedo Couto Firme


Governador Valadares

2018

LEONARDO ALEXANDRINO DE ALMEIDA

**IMPACTO DO CAPITAL HUMANO NO CRESCIMENTO REGIONAL: UM
ESTUDO SOBRE OS MUNICÍPIOS DO SUDESTE BRASILEIRO**


Aprovada em: 28 de junho de 2018



Prof. Dr. Vinicius de Azevedo Couto Firme
Universidade Federal de Juiz de Fora
(Orientador)



Prof. Dr. Lucas Sabioni Lopes
Universidade Federal de Juiz de Fora



Prof. Dr. Hilton Manoel Dias Ribeiro
Universidade Federal de Juiz de Fora

Dedico este trabalho aos meus amigos e familiares, em especial à minha companheira Iracema e meus filhos Luan e Leonardo.

AGRADECIMENTOS

À Deus por ter me dado o dom da vida e por sua eterna bondade.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Vinícius de Azevedo Couto Firme, pela dedicação e apoio durante a elaboração do trabalho.

Aos professores do curso de Ciência Econômicas, por compartilhar conhecimentos e conduzir um aprendizado crítico e contato com diversas vertentes da teoria econômica.

Aos colegas do curso de Ciência Econômicas, pelo aprendizado e companheirismo durante essa jornada. Especialmente àqueles com quem tive oportunidade de debater diversos temas relacionados ao curso que, sem dúvida, contribuíram para minha formação pessoal e profissional. Entre eles, Matheus Gomes, Vinícius Munin, Luciano Cândido, Miriã Paiva, Falesio Borges, Clara Mendes e muitos outros.

Aos meus amigos, pela compreensão e pela força nos momentos de desânimo.

Aos meus familiares, especialmente à minha mãe Ivanete e aos meus filhos Luan e Leonardo, pela compreensão da ausência durante os períodos de maior dedicação aos estudos.

À minha companheira Iracema Maria, pelo apoio e compreensão.

À todos, meus sinceros agradecimentos.

A mente que se abre a uma nova ideia jamais
volta ao seu tamanho original.

Albert Einstein

RESUMO

Esta pesquisa analisa o efeito do fator educação, associado ao capital humano, sobre o crescimento da renda *per capita* dos municípios da região sudeste do Brasil, no período de 2000 a 2010. Buscou-se aprimorar a compreensão da dinâmica do crescimento econômico, especialmente, em relação aos efeitos da educação. A fim de obter resultados eficientes e não enviesados, a dependência e a heterogeneidade espaciais foram incorporadas aos modelos estimados por meio das técnicas propostas pela *econometria espacial*. Os resultados revelam que ignorar os efeitos espaciais induziria a estimativas superestimadas do efeito da educação no crescimento econômico. Ademais, os modelos com *regimes espaciais* indicam que o impacto total da educação teria maior probabilidade de ser alto em regiões com elevado estoque de capital fixo, pertencentes ao Estado de São Paulo, com população inferior a cinco mil habitantes ou superior a um milhão e que apresentam crescimento econômico acima da média. Os piores resultados seriam obtidos nas regiões pertencentes aos Estados do Espírito Santo e Rio de Janeiro, exportadoras, com população entre cinco mil e um milhão de habitantes, elevado nível de precipitação pluviométrica e elevada desigualdade de renda.

Palavras-Chave: Crescimento Regional; Capital Humano; Educação.

ABSTRACT

This research analyze the effect of the education, associated to human capital, on the *per capita* income growth of the municipalities of the southeastern region of Brazil, from 2000 to 2010. We sought to improve the economics' growth understanding, especially related to the effects of education. In order to get efficient and unbiased results, spatial dependence and heterogeneity were incorporated into the models estimated using the techniques proposed by *spatial econometrics*. The results reveal that ignoring spatial effects would generate overestimated effects of education on economic growth. In addition, models with *spatial regimes* indicate that the total impact of education would be more likely to be high in regions with high fixed capital stock, belonging to the São Paulo State, with a population with less than five thousand or more than one million inhabitants and that show above-average economic growth. The worst results would be found in those regions belonging to the Espírito Santo and Rio de Janeiro States, which are exporters, with a population between five thousand and one million inhabitants, with a substantial level of rainfall and high inequality of income.

Key Words: Regional Growth; Human capital; Education.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Mapas Quartílicos da Variação da Renda per capita e do IDH Educação.....	36
Figura 2. <i>I de Moran</i> Global e Local da variação da Renda <i>per capita</i> e do IDH Educação..	38
Figura 3. Impactos da Educação sobre o Crescimento Econômico das Mesoregiões do Sudeste brasileiro.....	46

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Resumo dos trabalhos empíricos sobre o efeito do capital humano no Crescimento Econômico.	23
-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Análise Descritiva das Variáveis	34
Tabela 2. Efeito de variáveis Socioeconômicas e Geográficas, com <i>Dummies</i> de Estado e Porte Populacional, sobre o crescimento econômico dos municípios do Sudeste Brasileiro ...	40
Tabela 3. Modelos com a inclusão das variáveis explicativas espacialmente defasadas	41
Tabela 4. Melhor estimação considerando a dependência espacial na variável dependente (Wy) e no termo de erro (Wu): modelos com e sem controle para <i>outliers</i> nos resíduos	44
Tabela 5. Correlação entre os coeficientes associados à educação, obtidos via regimes, e as demais variáveis explicativas	48

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO E O CAPITAL HUMANO	15
2.1	CONCEITO E DESAFIOS RELACIONADOS AO CAPITAL HUMANO	17
2.2	TRABALHOS EMPÍRICOS SOBRE CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL	19
3	METODOLOGIA E BASE DE DADOS	25
3.1	METODOLOGIA	25
3.2	BASE DE DADOS	31
4	RESULTADOS DA PESQUISA.....	36
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	50
	REFERÊNCIAS	53
	ANEXO.....	57

1 INTRODUÇÃO

O crescimento econômico desperta o interesse não apenas dos economistas, mas da sociedade em geral. Ao longo dos anos autores como Harrod (1939), Domar (1946), Solow (1956), Lucas (1988) e outros buscaram compreender a dinâmica do crescimento econômico para melhorar o bem-estar da população. Além disso, os diferentes graus de crescimento das economias e a consequente desigualdade despertaram a curiosidade de pesquisadores (MINCER, 1958; SCHULTZ, 1961; MANKIW, ROMER E WEIL – MRW, 1992; BACKER, 1993) e leigos.

Buscando compreender a dinâmica do crescimento e explicar os diferentes estágios das economias, Solow (1956) elaborou um modelo em que o produto gerado em uma economia dependia, basicamente, do capital físico, da força de trabalho e de uma taxa exógena (não explicada no modelo) de progresso técnico.

A partir de então, autores como Mincer (1958) e Schultz (1961) iniciaram um debate sobre a importância de investimentos em saúde e educação dos trabalhadores para o crescimento da economia. Essa corrente inaugurou, segundo Becker (1993), a teoria do capital humano. O autor argumenta que o capital humano pode ser compreendido como um conjunto de atributos que podem ser desenvolvidos pelos indivíduos e que contribuem para aumentar sua produtividade.

Nesse contexto, surgiram propostas como a de Lucas (1988) e a de Mankiw, Romer e Weil - MRW (1992). O primeiro autor elaborou um modelo onde o grau de instrução e o aprendizado prático dos trabalhadores influenciavam o crescimento. Já MRW (1992) apresentaram uma versão ampliada do modelo de Solow (1956), onde o produto era explicado pelo capital físico, capital humano e a quantidade de trabalhadores. Segundo os autores, esta nova versão explicaria melhor as diferenças de renda entre as economias, quando comparado ao modelo clássico de Solow. De acordo com Firme e Simão Filho (2014), o modelo MRW chegou a explicar 80% da diferença na renda *per capita* dos países.

Os modelos mencionados aprimoraram as análises sobre o crescimento em diferentes regiões, contribuindo com os estudos voltados para a economia regional. De acordo com Barreto e Almeida (2008), a desigualdade regional é, em geral, vista como uma falha de mercado, que poderia ser corrigida ou atenuada por políticas públicas. Tais políticas, normalmente, atuam nas consequências do problema. Isto é, buscam compensar as desigualdades por meio da redistribuição de recursos em favor das regiões mais atrasadas.

Sendo assim, este trabalho se insere no contexto da economia regional na medida em que possibilita identificar a eficácia de políticas regionais direcionadas ao incremento de capital humano, por meio do investimento em educação, como forma estímulo à produção e geração de renda nos municípios da região Sudeste do Brasil. A análise dos impactos regionais do capital humano sobre o crescimento econômico pode servir de subsídio às decisões enfrentadas pelos formuladores de políticas públicas no que tange ao combate às desigualdades regionais.

A influência do capital humano sobre o crescimento econômico vem sendo demonstrada de forma teórica e empírica por autores como Mincer (1958), Schultz (1961), Becker (1964), Lucas (1988) e Mankiw Romer e Weil (1992). Estudos empíricos recentes, como os de Firme e Freguglia (2013), Firme e Simão Filho (2014), Paschoalino *et al* (2016) e Guimarães e Almeida (2017), indicam que, devido à heterogeneidade espacial, o efeito do capital humano sobre o crescimento econômico tende a variar conforme a região analisada.

A literatura nacional tem demonstrado que a heterogeneidade espacial afeta a sensibilidade do crescimento econômico (mediante alterações no capital físico, humano, entre outros) conforme a localidade analisada. Isto se deve às características intrínsecas de cada região (*e.g.*: cultura, preferências, relevo, clima, entre outros), que fazem com que o mesmo estímulo (*e.g.*: investimento em capital humano) apresente impactos distintos, dependendo da região (BARRETO; ALMEIDA, 2008; FIRME; SIMÃO FILHO, 2014; OLIVEIRA; PAIXÃO, 2015; PASCHOALINO *et. al.*, 2016; GUIMARÃES; ALMEIDA, 2017).

Portanto, a proposta desta pesquisa consiste em analisar o efeito do fator educação, associado ao capital humano, no crescimento da renda *per capita* dos municípios da região sudeste do Brasil, no período entre 2000 e 2010. Cabe destacar que a Região Sudeste contém cerca de 42% da população brasileira (pouco mais de 86 milhões de pessoas) e foi responsável por, aproximadamente, 55% do Produto Interno Bruto – (PIB) do país em 2014 de acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016). Além disso, os dados municipais desta região costumam apresentar poucos problemas de “valores faltantes” (*missing values*), o que facilita a obtenção de estimativas não enviesadas. Apesar da relevância desta região na economia nacional, não foram encontrados trabalhos com o mesmo enfoque, nível de desagregação e que considerassem a abordagem espacial proposta nesta pesquisa. Nesse sentido, pretende-se aprimorar a compreensão da dinâmica do crescimento econômico, especialmente, em relação aos efeitos do capital humano.

Para que os resultados deste trabalho sejam eficientes e não enviesados, a dependência

e a heterogeneidade espaciais, associadas às informações analisadas, foram incorporadas nos modelos estimados. Em outras palavras, esta pesquisa considerou as técnicas propostas pela *Econometria Espacial* para controlar os efeitos espaciais, assim como Ribeiro e Almeida (2012), Firme e Freguglia (2013), Firme e Simão Filho (2014), entre outros.

De modo geral, os resultados obtidos nesta pesquisa indicam que ignorar os efeitos espaciais induziria a estimativas superestimadas sobre o efeito da educação no crescimento econômico. Ademais, verificou-se que o impacto total da educação teria maior probabilidade de ser alto em regiões com elevado estoque de capital fixo, pertencentes ao Estado de São Paulo, com população inferior a cinco mil habitantes ou superior a um milhão e que apresentam crescimento econômico acima da média. Os piores resultados seriam obtidos nas regiões pertencentes aos Estados do Espírito Santo e Rio de Janeiro, exportadoras, com população entre cinco mil e um milhão de habitantes, elevado nível de precipitação pluviométrica e elevada desigualdade de renda.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a Seção 2 contém o referencial teórico do trabalho, apresentando alguns modelos de crescimento econômico e o debate acerca do capital humano; Na Seção 3 encontram-se a metodologia e a descrição da base de dados utilizadas na pesquisa. Em sequência são apresentados os resultados e considerações.

2 MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO E O CAPITAL HUMANO

Um dos grandes desafios da Ciência Econômica consiste em identificar os fatores que afetam o crescimento econômico. Essa preocupação vem gerando debates que contribuem para a evolução da Macroeconomia. Dentre estas, pode-se destacar as contribuições de Harrod (1939), Domar (1946), Solow (1956), Mincer (1958), Schultz (1964), Lucas (1988), Mankiw, Romer e Weil (1992), Becker (1993), entre outros. Nessa seção abordaremos algumas das principais ideias sugeridas para promover o crescimento econômico.

Os estudos de Harrod (1939) e Domar (1946) chegaram a resultados similares que deram origem ao conhecido modelo Harrod-Domar, onde o produto (Y) é apresentado como função do capital físico (K), com retornos constantes. Bresser Pereira (1975) afirma que, apesar de já existirem modelos com a mesma finalidade, elaborados por autores como Ricardo, Marx e Schumpeter, nenhum deles havia sido descrito de forma tão precisa e explícita como o de Harrod-Domar. Além da prioridade temporal e da simplicidade, este modelo avançou na discussão do crescimento econômico, com destaque para a consideração das expectativas dos empresários na busca do crescimento estável. Adicionalmente, esse modelo é considerado o precursor dos chamados modelos de crescimento exógenos, como é o caso do modelo de Solow (BRESSER-PEREIRA, 1975; AMARAL FILHO E CAMPELO, 2003).

O modelo de Solow (1956), diferentemente do proposto por Harrod-Domar, admite a substituição entre os fatores capital (K) e trabalho (L). Nesse modelo, o produto (Y) é explicado pelo capital (K), pelo trabalho (L) e pelo progresso técnico (A). Segundo Solow, se a evolução do estoque de capital por unidade efetiva de trabalho for maior (menor) que zero, a renda crescerá (diminuirá) até alcançar o estado estacionário. Dessa forma existe uma tendência de convergência da taxa de crescimento de longo prazo (estado estacionário). Além disso, alterações na propensão marginal a poupar afetariam a curva de poupança, deslocando a economia do seu estado estacionário inicial para um novo ponto de equilíbrio.

O modelo de Solow auxilia a compreensão do papel da acumulação do capital físico e aponta o progresso técnico como o motor do crescimento econômico sustentável. Porém, a tecnologia, tão importante para explicar o crescimento, é tratada como exógena, ou seja, não é explicada no modelo (AMARAL FILHO E CAMPELO, 2003). Cabe aos denominados modelos de crescimento endógenos, propostos posteriormente, tentar compreender os fatores que estimulam o avanço tecnológico.

Nesse contexto, surgiram abordagens como as de Mincer (1958) e Schultz (1961) que defenderam a importância do capital humano para o crescimento econômico. Mincer (1958) demonstrou a existência de correlação entre o investimento na qualificação dos trabalhadores e a distribuição da renda individual dos mesmos. Enquanto Schultz (1961), alertou que muito daquilo que era considerado consumo (gastos com saúde e educação, por exemplo) poderia ser visto como investimento em capital humano

Alternativamente, o trabalho de Romer (1986) buscou incorporar o progresso técnico (exógeno no modelo de Solow) por meio da inclusão dos gastos com pesquisa e desenvolvimento (P&D) realizada pelas firmas. Já Lucas (1988) incluiu o grau de instrução dos trabalhadores e a capacidade de “aprender-fazendo” (*learning by doing*) como fatores importantes para a produtividade e, conseqüentemente, para o crescimento econômico. Rabelo (1991) propôs uma simplificação do modelo de Solow que ficou conhecida como modelo AK, onde o capital (K) engloba o capital físico e capital humano.

Dada a importância do capital humano para o crescimento econômico, destacada por Mincer (1958) e Schultz (1961), Mankiw, Romer e Weil - MRW (1992) acrescentaram esta variável de forma explícita ao modelo de Solow, propondo a seguinte função:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta [A_t L_t]^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

Em que Y representa o produto, K o capital físico, H o capital humano, A representa o progresso técnico, L o trabalho, t refere-se ao tempo. Os expoentes α e β capturam a elasticidade do produto em relação ao capital físico e humano, respectivamente. Logo, $1-\alpha-\beta$ é a elasticidade do produto em relação ao trabalho efetivo AL.

Embora tenham destacado a importância de fatores relacionados à saúde para a mensuração do capital humano, MRW (1992) acabaram utilizando apenas a escolaridade da população em suas análises empíricas. O modelo prevê a existência de convergência condicional de renda, pois as economias menos desenvolvidas tendem a apresentar maiores retornos sobre o investimento em capital físico e humano. Assim, as diferenças entre os países/regiões mais e menos desenvolvidos tenderiam a se reduzir ao longo do tempo.

A partir dos modelos analisados nesta seção, nota-se uma relevância do capital físico (K), humano (H) e da tecnologia (A) na determinação do produto *per capita* de uma economia (y). Portanto:

$$\frac{Y}{L} = y = f(K, H, A) \quad (2)$$

Deste modo, o incremento dos estoques de capital físico (*e.g.*: investimentos em infraestrutura, compra de máquinas e equipamentos) e humano (investimentos em Educação, saúde, entre outros) somados aos avanços tecnológicos explicariam o crescimento da renda (Δy).

Conforme destacam Firme e Simão Filho (2014), o avanço tecnológico poderia incluir qualquer ganho de produtividade que impulsionasse a produção. Os autores revelam que esta produtividade seria afetada por fatores como: inflação, grau de abertura econômica, educação, desigualdade de renda, desenvolvimento do sistema financeiro, investimentos em infraestrutura, qualidade das instituições, políticas governamentais (infraestrutura social), dentre outros. Note que o próprio capital humano poderia ser um destes componentes geradores de produtividade. Adicionalmente aos elementos expostos na Equação 2, Marters e McMillan (2001) afirmam que fatores climáticos também afetariam o crescimento econômico.

No intuito de se obter estimativas não enviesadas do efeito do capital humano sobre o crescimento econômico, é importante compreender e controlar as demais variáveis que poderiam afetar este crescimento. Na próxima seção, buscou-se aprimorar o conceito do capital humano e verificar as possíveis formas de mensuração desta variável.

2.1 Conceito e desafios relacionados ao capital humano

Schultz (1961) afirma que, embora a capacidade das pessoas em adquirir novos conhecimentos e habilidades seja notória e possa ser incentivada (por meio de investimentos em qualificação), sua conversão em uma forma de capital, que contribui para explicar o crescimento econômico, não é tão trivial. Becker (1993) afirma que o que torna esse dispêndio, na aquisição de novos conhecimentos e habilidades, um investimento em capital humano (que pode ser acumulado) é a impossibilidade de separação entre os conhecimentos e habilidades adquiridos e o indivíduo que os possui. Partindo-se desta proposta, Viana e Lima (2010, p. 139) definem capital humano como “*um conjunto de capacidades produtivas que uma pessoa pode adquirir, devido à acumulação de conhecimentos gerais ou específicos, que podem ser utilizados na produção de riqueza*”. Assim, podemos compreender como capital humano qualquer habilidade adquirida que aumente a produtividade do indivíduo e, em um contexto

amplo, a produtividade econômica.

Assumindo que o capital humano é relevante para explicar o crescimento econômico, deve-se definir alguma forma de mensuração desse capital, até então definido de modo teórico e abstrato. Neste ponto, nota-se certa divergência quanto a melhor forma de captar os efeitos do capital humano sobre o crescimento econômico. Schultz (1961), por exemplo, destacou os investimentos em educação, treinamento e saúde como fatores importantes para a composição do capital humano. Becker (1993) adota a mesma linha de pensamento, dando especial atenção aos fatores relacionados à educação.

Para Nakabashi e Figueiredo (2008), o capital humano pode afetar o crescimento da renda de maneira direta (quando o indivíduo com mais capital humano recebe uma renda maior e, conseqüentemente, há um reflexo no crescimento da renda como um todo) ou indireta (quando os investimentos em capital humano provocam o surgimento de novas tecnologias, por exemplo, e aumentam a produtividade como um todo). Segundo os autores, o capital humano poderia agir por 3 vias principais. Sendo elas: a) através da melhora na produtividade marginal do trabalho, ou seja, aprimorando as habilidades dos trabalhadores para realização de suas tarefas; b) criação de tecnologia, que envolve a quantidade de capital humano empregada em atividades de pesquisa e desenvolvimento e a quantidade de tecnologia previamente acumulada; c) difusão de tecnologia, que envolve a facilidade de aplicação da tecnologia acumulada previamente em outras regiões ou países. Contudo, apenas o efeito indireto do capital humano sobre a renda se mostrou significativo em suas análises. Logo, é possível que os efeitos diretos sejam superestimados.

No que se refere à mensuração do capital humano, Nakabashi e Figueiredo (2008) ainda destacam a importância de se considerar aspectos qualitativos da educação, e não apenas quantitativos, como componente do capital humano. Os autores afirmam que, embora em menor número, existem estudos que demonstram alta correlação entre crescimento econômico e a qualidade da educação.

Dentre as variáveis utilizadas para mensurar o capital humano, Viana e Lima (2010) e Firme e Simão Filho (2014) apontam os índices de alfabetização da população, as taxas de matrículas e a escolaridade da população. Porém, nenhuma dessas variáveis captura a amplitude do capital humano. De modo geral, a literatura tem encontrado grande dificuldade para definir boas *proxies* para o capital humano, especialmente em pesquisas com nível de desagregação municipal (onde as informações são incompletas e escassas). Ainda assim, dentre as variáveis

disponíveis, a escolaridade da população vem sendo amplamente utilizada na literatura.

Apesar das críticas em relação à forma de mensuração do capital humano, sua relevância na explicação do crescimento econômico é evidente (SCHULTZ, 1961; 1964; BECKER, 1993). Logo, assumindo que o capital humano está associado à educação, a inclusão de variáveis como nível de escolaridade, taxa de matrículas ou mesmo índices de alfabetização, apesar de insuficientes, contribuem na explicação do crescimento e acumulação desta forma de capital (VIANA; LIMA, 2010; CASTRO; LEITE, 2006).

Firme e Simão Filho (2014) argumentam que, dentre as diferentes *proxies* para o capital humano (com desagregação municipal), verifica-se o uso de: a) variáveis quantitativas associadas à escolaridade (como número de matrículas e anos médios de escolaridade); b) variáveis quantitativas ponderadas por aspectos qualitativos (*e.g.*: pondera-se os anos médios de escolaridade pelo Índice de Desenvolvimento da Educação Básica - IDEB, Exame Nacional do Ensino Médio - ENEM ou Índice de Desenvolvimento Humano - IDH); c) variáveis relacionadas à saúde (como expectativa de vida e mortalidade infantil). A inclusão de variáveis relacionadas à saúde segue a recomendação de alguns autores como Schultz (1961), Becker (1993) e outros que defendem a existência de relação entre saúde da população e capital humano.

Esta seção mostrou que não há consenso sobre o melhor modo de mensurar o capital humano. Entretanto, essa limitação não é um impedimento para a realização de estudos empíricos sobre o tema, conforme será visto na próxima seção.

2.2 Trabalhos Empíricos Sobre Capital Humano e Crescimento Econômico no Brasil

Os efeitos do capital humano sobre o crescimento econômico têm motivado diversas pesquisas empíricas no Brasil. Souza (1999), por exemplo, usou o capital físico (consumo de energia elétrica industrial), a força de trabalho (estimativa da População Economicamente Ativa - PEA) e o capital humano (anos de escolaridade médio da PEA) para explicar o PIB dos estados brasileiros. Os resultados apontam o capital humano como um fator relevante para explicar as diferenças de renda entre as unidades da federação.

Marquetti, Bêni e Marques (2005), usaram a renda *per capita* inicial, a variação no consumo de energia elétrica industrial (capital físico), a variação na taxa de analfabetismo (capital humano), a especialização municipal em atividades industriais e agrícolas, a desigualdade (Índice de Gini) e o crescimento da população, como determinantes do

crescimento de longo prazo de 333 municípios das regiões norte, sul e nordeste do estado do Rio Grande do Sul, no período de 1990 a 1999. Verificou-se que a renda *per capita* dos municípios da região nordeste é 25% e 48% maior que os das regiões norte e sul do estado, respectivamente. Além disso, a renda *per capita* dos municípios tende a convergir para a renda *per capita* de longo prazo da região a qual pertencem. Por fim, a especialização no setor industrial e agropecuário, o crescimento populacional e a acumulação de capital físico e humano parecem influenciar positivamente o crescimento desses municípios.

Nakabashi e Figueiredo (2008) usaram a variação dos anos de estudo *per capita* (investimento em capital humano), a média de anos de estudo *per capita* (estoque de capital humano), o investimento em capital físico *per capita* (taxa de investimento multiplicada pela renda por trabalhador), a capacitação em P&D (número de patentes e de publicações científicas *per capita*), os investimentos estrangeiros diretos e as importações *per capita* para explicar o crescimento econômico. Os autores verificaram que apenas o efeito indireto do capital humano, por meio da difusão da tecnologia, foi significativo. Segundo os autores, isto pode justificar a insignificância do capital humano em alguns estudos, especialmente quando consideram apenas os efeitos diretos.

Galeano e Mata (2009) usam o modelo de Romer (1989) para analisar o crescimento econômico das regiões brasileiras, de 1985 a 2005, com ênfase em fatores regionais que influenciam a formação e captação de capital humano. Para explicar o PIB *per capita* das macrorregiões, os autores utilizaram: a média de anos de estudo multiplicada pelo Índice de Desenvolvimento Humano - IDH (capital humano), o trabalho não qualificado (percentual de analfabetos dividido pelo IDH), o progresso técnico (produtividade do trabalho medida pela divisão do PIB pela PEA de cada região) e o consumo de energia das regiões (capital físico). Os resultados revelaram que o capital humano é relevante para explicar as diferenças de crescimento entre as regiões do país.

Firme e Freguglia (2013), usaram o modelo MRW (1992) com controles para a dependência espacial para analisar o crescimento econômico dos municípios brasileiros entre 1980 e 2010. As variáveis explicativas utilizadas pelos autores foram: despesas de capital municipal (capital físico), percentual de pessoas alfabetizadas (capital humano) e as taxas de depreciação (δ), crescimento tecnológico (g) e populacional (n), sendo $g+\delta = 0,05$ anuais¹.

¹ Para definição desse valor os autores recorrem a Freitas e Almeida(2011).

Além disso, foram incluídas *dummies* regionais (para captar heterogeneidade espacial) e a distância de cada município até a capital de seu estado. Os resultados indicaram que as regiões norte e nordeste possuem características que dificultam seu crescimento. As capitais estaduais apresentaram transbordamentos negativos que prejudicam o crescimento de municípios mais próximos. Existe convergência de renda entre os municípios e sua velocidade é subestimada quando se ignora os efeitos não observados (*eg.*: cultura, preferência entre outros). Quanto ao capital humano, notou-se que o impacto direto e indireto desse fator no crescimento econômico é sempre maior que o impacto do capital físico.

Firme e Simão Filho (2014) também partiram do modelo MRW (1992) com controles espaciais para analisar o crescimento da renda *per capita* nos municípios de Minas Gerais entre 1991 e 2000. Os autores dividiram o capital humano em duas variáveis, uma relacionada à educação e outra relacionada às condições de saúde. Logo, as variáveis explicativas utilizadas foram: progresso técnico (g) e depreciação do capital (δ) igual a $g+\delta = 0,5$ (conforme sugerido por MRW 1992), taxa de crescimento populacional (n), estoque de capital residencial (capital físico), média de anos de estudo (capital humano - educação) e IDH Longevidade (capital humano - saúde). Os resultados indicaram a existência de convergência de renda, porém a taxa de convergência tende a ficar superestimada quando são desconsiderados os efeitos espaciais. Verificou-se, ainda, que os efeitos do capital físico sobre o crescimento econômico tendem a ser maiores que os do capital humano - educação, que tendem a ser maiores que os do capital humano - saúde. Além disso, o efeito do capital humano - educação tende a ser elevado nas regiões onde o impacto do capital físico é baixo.

A partir do modelo MRW, com expansão espacial, Lima (2014) analisou os determinantes do crescimento e a dinâmica da renda nas microrregiões brasileiras no período de 1970 a 2010. Para tanto, o autor utilizou as seguintes variáveis: PIB (*proxy* da renda); média dos anos de estudo das pessoas com mais de 25 anos (capital humano); estoque de capital residencial (capital físico); crescimento populacional. Os resultados indicaram que, após controlar a dependência espacial, os investimentos em capital físico e capital humano são importantes não apenas para a própria economia da microrregião, como também para o crescimento de seus vizinhos.

Oliveira e Paixão (2015) usaram o modelo MRW (1992), com dados em painel, referente ao período de 1995 a 2004, para analisar das diferenças regionais nos determinantes da renda dos estados brasileiros. Os autores utilizaram, como variáveis explicativas, a média de

anos de estudo da população com 25anos ou mais (capital humano); o consumo de energia elétrica industrial e comercial dividida pela população (capital físico), a taxa de crescimento da população (depreciação efetiva do capital físico). Os resultados indicaram que os determinantes da renda *per capita* de longo prazo variam conforme a região analisada.

Paschoalino et al. (2016) analisaram o crescimento regional entre 2000 e 2010 no estado da Bahia, incluindo controles para a autocorrelação espacial e considerando o capital humano como um dos condicionantes para o crescimento. As variáveis utilizadas no estudo foram: PIB *per capita*, IDH Municipal-Educação (capital humano). Os resultados revelaram que a educação é um fator condicionante da desigualdade de renda e do nível de desenvolvimento em algumas mesorregiões.

Com objetivo de identificar fatores que podem explicar a redução da desigualdade salarial no Brasil entre 1995 e 2014, Silva, França e Pinho Neto (2016) realizaram um estudo a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), no qual constataram que a acumulação de capital humano ajuda a reduzir a desigualdade salarial.

Guimarães e Almeida (2017) usaram uma abordagem espacial, aplicada a diferentes desagregações espaciais (*i.e.*: municipal, microrregional, mesorregional e estadual), a fim de verificar a sensibilidade do parâmetro referente à convergência de renda. As variáveis consideradas neste estudo foram: o PIB *per capita* inicial, o capital humano (número de pessoas com emprego formal e, no mínimo, ensino médio completo sobre a população estimada), despesas de capital, despesas correntes, carga tributária total, *gap* da produtividade, fundo de participação municipal e *royalties* do petróleo. Os autores sugerem a adoção de uma abordagem multinível pois, com exceção do nível estadual, todos os demais se mostraram sensíveis as escalas adotadas.

Naturalmente, existem outros trabalhos que mensuram o efeito do capital humano sobre o crescimento econômico. Ainda assim, acredita-se que os trabalhos mencionados nesta seção contêm informações relevantes que permitem a elaboração de uma base de dados adequada ao propósito desta pesquisa e a definição de estratégias empíricas relacionadas à estimação dos modelos propostos.

O quadro 1 apresenta um resumo dos trabalhos mencionados nesta seção, contendo as variáveis e fontes dos dados utilizados.

Quadro 1:Resumo dos trabalhos empíricos sobre o efeito do capital humano no Crescimento Econômico.

Autor/ano	Nível e período	Variável explicada	Variáveis explicativas	Fontes de dados
Souza (1999)	Estados brasileiros 1970-1995	Variação no PIB.	PIB Estadual; Capital físico (consumo de energia elétrica industrial); Força de trabalho (estimativa da População Economicamente Ativa); Capital humano (logaritmo dos anos de escolaridade médio da PEA).	Estatísticas históricas do Brasil, Censo Demográfico e PNAD-IBGE; IPEA.
Marquetti, Bêrni e Marques (2005)	Municípios do Rio Grande do Sul 1991-2000	Variação na renda <i>per capita</i> .	Renda <i>per capita</i> inicial; variação no consumo de energia elétrica no setor industrial (capital físico); variação na taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais entre 1991 e 2000 (capital humano); especialização dos municípios em atividades industriais; especialização dos municípios em atividades agrícolas; distribuição da riqueza, medida pelo Índice de Gini da propriedade da terra utilizando dados de 1996; crescimento da população.	IPEA; IBGE.
Nakabashi e Figueiredo (2008)	Países 1985-2000	Crescimento da renda por trabalhador.	Variação dos anos de escola da população acima de 25 anos (investimento em capital humano por trabalhador); anos de escola da população acima de 25 anos (estoque de capital humano por trabalhador); investimento em capital físico por trabalhador (taxa de investimento multiplicada pela renda por trabalhador); quantidade de capital humano alocada para P&D (número de patentes por habitantes concedidas pelo United States Patent and Trademark Office (USPTO) e número de publicações científicas por habitante); investimentos estrangeiros diretos dividido pela população acima de 25 anos; importações devidas pelas pessoas acima de 25 anos.	Penn World Tables 6.1; United States Patent and Trademark Office; UNCTAD.
Galeano e Mata (2009)	Macrorregiões do Brasil 1985-2005	PIB <i>per capita</i> .	Média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais de cada região multiplicado pelo Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) (capital humano, dados do IPEADATA); trabalho não qualificado (percentual de analfabetos dividido pelo IDH fonte IPEADATA); progresso técnico (produtividade do trabalho medida pela divisão do PIB pela População Economicamente Ativa (PEA) Ocupada de cada região); consumo de energia das regiões (capital físico).	IBGE; IPEADATA.

Firme e Freguglia (2013)	Municípios brasileiros 1980-2010	Renda <i>per capita</i> das famílias.	despesa de capital municipal, disponibilizado pelo Ministério da Fazenda (capital físico); percentual de pessoas alfabetizadas, obtidos a partir do percentual de analfabetos disponibilizado pelo IBGE/IPEADATA (capital humano); taxa de depreciação e da tecnologia (Seguindo Freitas e Almeida (2011), $g+\delta = 0,05$ anuais); taxa de crescimento populacional, obtida junto ao IPEADATA/IBGE; variáveis <i>dummy</i> para captar heterogeneidade espacial (uma para cada macrorregião do país); variável da distância de cada município até a capital do estado.	IBGE; IPEADATA.
Firme e Simão Filho (2014)	Municípios de Minas Gerais 1991-2000	Renda <i>per capita</i> das famílias.	Taxa de crescimento do progresso técnico (g) e depreciação do capital (δ), $g+\delta = 0,5$ (conforme recomendado por Mankiw et al (1992)); taxa de crescimento populacional n , obtida no atlas de desenvolvimento humano; estoque de capital residencial (capital físico); média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais (capital humano educação); IDH Longevidade (capital humano saúde).	IBGE; IPEADATA; Atlas do desenvolvimento humano.
Lima (2014)	Microrregiões, 1970-2010	Varição do PIB.	PIB (renda total utilizada como proxy); média dos anos de estudo das pessoas com mais de 25 anos (capital humano); estoque de capital residencial (capital físico); crescimento populacional.	IBGE; IPEADATA.
Oliveira e Paixão (2015)	Estados brasileiros 1995-2004	PIB <i>per capita</i>	Média de anos de estudo da população com 25anos ou mais (capital humano). Consumo de energia elétrica industrial e comercial dividida pela população (capital físico). Taxa de crescimento da população (depreciação efetiva do capital físico).	IPEA
Paschoalino et al. (2016)	Municípios e mesorregiões Bahia 2000-2010	PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> ; Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (componente educação) (capital humano).	IPEADATA.
Guimarães e Almeida (2017)	Municipal, microrregional, mesorregional e estadual 1999-2000	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial, capital humano (o número de pessoas com, no mínimo, ensino médio completo que está no mercado formal sobre a população estimada), despesas de capital, despesas correntes, carga tributária total, gap da produtividade, fundo de participação municipal e royalties do petróleo.	IBGE, RAIS, Secretaria do Tesouro Nacional e InfoRoyalties, a partir de dados da ANP, da FGV e IBGE.

Fonte: Elaboração própria do autor

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 Metodologia

A fim de se obter o efeito da variação do capital humano (sh) sobre o crescimento da renda *per capita*, considerou-se, como ponto de partida, o modelo MRW (1992) descrito na equação 3.

$$\ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_t) + \beta_2 \ln(sk) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_2 \ln(sh) + \varepsilon \quad (3)$$

Onde: a variação da renda *per capita* municipal $\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)$ é explicada pela renda inicial (Y_{t-1}), pelo investimento acumulado em capital físico (sk)² e humano (sh) entre os períodos t e $t-1$, e pelas taxas de crescimento da populacional (n), progresso técnico (g) e depreciação do capital (δ). Sendo \ln o logaritmo neperiano.

Embora MRW (1992) tenham avançado na temática do crescimento, os autores desconsideraram a importância do espaço na explicação desse fenômeno. Neste sentido, Ertur e Koch (2007) fizeram uma contribuição importante ao modelo de Solow (1956) ao reconhecer a existência de interdependência tecnológica entre regiões distintas. Logo, a partir de uma função de produção semelhante à Equação 1, admite-se que:

$$A_i(t) = \Omega(t)k_t^\phi(t) \prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t) \quad (4)$$

A equação 4 demonstra que a tecnologia, $A_i(t)$ de uma região i , depende de 3 fatores: i) Um fator $\Omega(t)$, exógeno que é idêntico entre as regiões, assim como proposto por Solow; ii) Um termo $k_t^\phi(t)$, que indica que o nível de tecnologia aumenta com o crescimento do estoque de capital físico por trabalhador de cada região.³ iii) Por fim, o terceiro termo, representado por $\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t)$, diz respeito às externalidades espaciais da tecnologia.⁴

² Como a mensuração do investimento em capital humano (sh) pode ser uma tarefa árdua, MRW (1992, p.418) propuseram uma versão alternativa onde admite-se a substituição de sh pelo nível de capital humano (h). Logo, cabe ao pesquisador definir o uso de sh ou h .

³ O parâmetro ϕ , com $0 \leq \phi < 1$, representa a magnitude da externalidade doméstica gerada pelo acúmulo de capital físico Ertur e Koch (2007).

⁴ Ertur e Koch (2007) pressupõem a existência de transbordamentos de conhecimento entre regiões vizinhas. A magnitude deste efeito (γ) dependeria do grau de conectividade entre as regiões e tenderia a diminuir com a

A função que descreve a renda por trabalhador da região i no estado estacionário pode ser obtida da função de produção $y = A + \alpha k$. Portanto:

$$y = \Omega + (\alpha + \phi)k - \alpha\gamma Wk + \gamma W y \quad (5)$$

Onde W é uma matriz de pesos espaciais e, portanto, Wk e Wy representam o estoque de capital físico e a renda dos vizinhos de uma região i qualquer. Note que, se $\gamma = 0$ e $\phi = 0$, retornamos ao modelo de Solow (1956). Ao reescrever esta equação para uma economia i e introduzir a equação da razão capital-produto (K^*/Y^*) no estado estacionário em logaritmo, temos:

$$\begin{aligned} \ln y_i^*(t) = & \frac{1}{1-\alpha-\phi} \ln \Omega(t) + \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln s_i - \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln(n_i + g + \delta) - \\ & \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j + \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \frac{\gamma(1-\alpha)}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_j^*(t) \end{aligned} \quad (6)$$

Ertur e Koch (2007) afirmam que, apesar dos sinais apresentados na Equação 6, a renda por trabalhador de uma região i ($\ln y_i^*$) possui relação positiva com a taxa de poupança dos seus vizinhos ($w_{ij} \ln s_j$) e com a renda dos vizinhos ($w_{ij} \ln y_j^*$) e negativa com as taxas de crescimento populacional dos vizinhos [$w_{ij} \ln(n_j + g + \delta)$]. Além disso, como existem retornos decrescentes do capital, o crescimento no nível de capital físico por trabalhador de uma região tende a reduzir a taxa de crescimento da mesma, levando-a a convergir para o seu nível de estado de estacionário. Por outro lado, um aumento no capital físico por trabalhador das regiões vizinhas, aumenta a produtividade da região i devido à interdependência tecnológica.⁵ Portanto, somente podemos afirmar que a taxa de crescimento da renda real por trabalhador é uma função negativa da renda inicial após controlar os demais fatores no estado estacionário, como a taxa de poupança e o crescimento da população.

Com base nos achados de Ertur e Koch (2007), optou-se por considerar o modelo MRW (1992), exposto na Equação 3, com a inclusão de possíveis transbordamentos espaciais associados às variáveis explicativas [$W \ln(X)$], ao termo de erro (Wu) e à própria variável

distância entre as mesmas.

⁵ Observe que a externalidade do capital físico e a interdependência tecnológica apenas retardam o decrescimento da produtividade do capital físico. Logo, a convergência continua válida sob a hipótese: $\alpha + [\phi/(1-\gamma)] < 1$.

dependente $\left[W \ln \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right) \right]$. Além disso, o capital humano foi subdividido em ensino (sh_e) e condições de saúde (sh_s) e algumas variáveis explicativas, mencionadas na Seção 2, foram adicionadas ao modelo a fim de evitar vieses causados por omissão de variáveis relevantes. São elas: grau de desigualdade de renda, medida via índice de Gini ($GINI$), percentual de indivíduos com empregos formais (FOR), participação municipal nas exportações totais da região Sudeste (EXP), parcela da população urbana em relação à total ($PURB$) e fatores climáticos, como a temperatura média ($TEMP$) e o nível médio de precipitação dos municípios ($PREC$). Por fim, foram incluídas *dummies* de Estado (DES, DSP, DRJ e DMG) e de porte populacional (D5, D50, D100, D 500, D1000 e DMÁX).⁶

Assim, a equação resultante é:⁷

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(n + g + \delta) + \beta_3 \ln(sk) + \beta_4 \ln(sh_e) + \beta_5 \ln(sh_s) + \\ & \beta_6 \ln(GINI) + \beta_7 \ln(FOR) + \beta_8 \ln(PURB) + \beta_9 \ln(EXP) + \beta_{10} \ln(PREC) + \beta_{11} \ln(TEMP) + \\ & \beta_{12} DES + \beta_{13} DSP + \beta_{14} DRJ + \beta_{15} D50 + \beta_{16} D100 + \beta_{17} D500 + \beta_{18} D1000 + \beta_{19} DMÁX + \\ & \beta_{20} W \ln(y_{t-1}) + \beta_{21} W \ln(n + g + \delta) + \beta_{22} W \ln(sk) + \beta_{23} W \ln(sh_e) + \beta_{24} W \ln(sh_s) + \\ & \beta_{25} W \ln(GINI) + \beta_{26} W \ln(FOR) + \beta_{27} W \ln(PURB) + \beta_{28} W \ln(EXP) + \beta_{29} W \ln(PREC) + \beta_{30} W \ln(TEMP) + \\ & \rho W \ln \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right) + \xi \end{aligned}$$

sendo, $\xi = \lambda W \xi + \varepsilon$, onde $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I)$ (7)

Onde: β_0 é o parâmetro associado à constante e β_i são coeficientes que acompanham as variáveis explicativas. Sendo que $i = 0, \dots, 5$ referem-se ao modelo MRW (1992); $i = 6, \dots, 11$ representam as variáveis explicativas adicionadas ao modelo original; $i = 12, \dots, 19$ referem-se às *dummies* de Estado e Porte Municipais; $i = 20, \dots, 30$ são parâmetros inerentes às variáveis explicativas defasadas espacialmente (exceto *dummies* e constante); ρ é o coeficiente associado a variável dependente defasada espacialmente. Logo, $\rho \neq 0$ sugere a existência de autocorrelação espacial associada à variável dependente. Além disso, como estamos admitindo que a variável dependente possa estar sujeita a algum tipo de “efeito vizinhança”, é possível

⁶ Maiores detalhes sobre as variáveis na seção Base de Dados.

⁷ Empregou-se uma especificação do tipo *log-log* (onde *log* é o logaritmo natural) que, segundo Wooldridge (2010, p.41-44), permite acomodar alguns tipos de relação não linear entre a variável dependente (y) e as explicativas (x). Além disso, os coeficientes obtidos desta forma são as elasticidades de y em relação à x . Portanto, tal especificação elimina o efeito associado à escala das variáveis (*e.g.*: distância em metros *versus* quilômetros).

que parte deste efeito (não controlado) acabe nos resíduos (ξ), que também passariam a apresentar dependências espacial ($W\xi$). A magnitude deste efeito é captada pelo parâmetro λ . Por fim, ε representa um termo de erro bem-comportado e W é a matriz de pesos espaciais utilizada.⁸

A partir da Equação 7 é possível estabelecer os seguintes modelos:

◆ Modelos sem componente espacial:

- 1) Solow (1956): $\rho = \lambda = \beta_i = 0$; com $i = 4, \dots, 30$;
- 2) MRW (1992) com 2 *proxies* para *sh*: $\rho = \lambda = \beta_i = 0$; com $i = 6, \dots, 30$.
- 3) MRW (1992) com 2 *proxies* para *sh* e variáveis de controle: $\rho = \lambda = \beta_i = 0$; com $i = 12, \dots, 30$.
- 4) MRW (1992) com 2 *proxies* para *sh*, variáveis de controle e *dummies*: $\rho = \lambda = \beta_i = 0$; com $i = 20, \dots, 30$.

◆ Modelos espaciais (partindo-se da especificação 4):

- 5) Transbordamento ou Regressivo Cruzado (SLX): $\beta_i \neq 0$; com $i = 20, \dots, 30$;⁹
- 6) Defasagem Espacial (SAR): $\rho \neq 0$;¹⁰
- 7) Erro Espacial (SEM): $\lambda \neq 0$;¹¹
- 8) Defasagem com Erro Espacial (SAC): $\rho \neq 0$ e $\lambda \neq 0$;
- 9) Transbordamento com defasagem (SDM): $\rho \neq 0$ e $\beta_i \neq 0$; com $i = 20, \dots, 30$;
- 10) Transbordamento com Erro (SDEM): $\lambda \neq 0$ e $\beta_i \neq 0$; com $i = 20, \dots, 30$;
- 11) Geral: $\rho \neq 0$, $\lambda \neq 0$ e $\beta_i \neq 0$; com $i = 20, \dots, 30$.

Segundo Almeida (2012), os modelos 1 a 5 poderiam ser estimados por MQO sem maiores problemas. Contudo, ignorar o transbordamento causado por $\beta_{i=20}, \dots, \beta_{i=30}$ (Modelo 5), quando este é relevante, causaria viés por omissão de variáveis relevantes. No modelo 6 (SAR), a inclusão da variável dependente defasada gera endogeneidade e precisa ser corrigida

⁸ Uma Matriz de Ponderação Espacial (W) possui dimensão $n \times n$, onde cada elemento w_{ij} representa o grau de conexão (*i.e.*: proximidade geográfica, econômica, política, cultural, social, etc.) entre as regiões i e j . A literatura apresenta diversas opções de matrizes, que vão desde matrizes de contigüidade binária (*e.g.*: Rainha e Torre), passando pela determinação dos k vizinhos mais próximos, entre outras, de conectividade mais complexa (ALMEIDA, 2012). Esta pesquisa considerou apenas matrizes baseadas na proximidade geográfica.

⁹ De acordo com Rey e Montouri (1999) este modelo pode ser estimado por MQO. Contudo, a ausência do termo defasado espacialmente (WX), quando este for relevante, pode provocar viés nos coeficientes estimados.

¹⁰ A variável dependente espacialmente defasada (WY) é introduzida como variável exógena no modelo e pode ser entendida como a média de crescimento das regiões vizinhas. Ignorar este tipo de dependência, quando a mesma for relevante, poderia gerar estimativas inconsistentes (ANSELIN E BERA, 1998, p.246).

¹¹ A dependência espacial associada ao erro, quando $\lambda \neq 0$, pode ser resultante de variáveis omitidas, que não são aleatoriamente distribuídos através do espaço. Ignorar este efeito, quando o mesmo for relevante, pode produzir estimativas ineficientes (ALMEIDA, 2012).

via Mínimos Quadrados em 2 Estágios (MQ2E).¹² O mesmo procedimento pode ser aplicado ao modelo 9 (SDM). A fim de melhorar a eficiência do modelo 7 (SEM), Kelejian e Prucha (1998) propuseram um Método Generalizado dos Momentos Espacial (MGME) que, assim como o MQ2E, prescinde da hipótese de normalidade dos erros. Na prática, o MGME se reduz a um Estimador de Mínimos Quadrado Generalizados Exequíveis (MQGE), onde a variância do erro ($\hat{\sigma}^2$) e o efeito causado pelo erro dos vizinhos ($\hat{\lambda}$) são estimados e reutilizados a fim de gerar estimativas consistentes e eficientes. Tal procedimento também é válido para o modelo 10 (SDEM). Os modelos 8 e 11 (SAC e Geral) foram estimados via Método MQ2E Espacial Generalizado de Kelejian e Prucha (1998).

Em todos os casos, algum tipo de correção para a heterocedasticidade nos resíduos foi empregado a fim de assegurar a validade das estatísticas t e F . Os modelos estimados por MQO ou MQ2E valeram-se do procedimento HAC (*Heteroskedastic Autocorrelation Consistent*), proposto por Kelejian e Prucha (2007). Já os modelos estimados via MGME ou MQ2EE contaram com a técnica KP-HET, de Kelejian e Prucha (2010). Ambos os procedimentos corrigem não apenas a heterocedasticidade, mas também a autocorrelação espacial dos resíduos. Os estimadores e técnicas de correção dos resíduos supracitados são apresentados em detalhes em Almeida (2012) e estão implementados no software *GeodaSpace*.

A estratégia empírica utilizada nesta pesquisa, consistiu em estimar o Modelo MRW (1992) e verificar se a inclusão das variáveis adicionais de controle e das *dummies* melhoravam a especificação dos modelos e afetavam o impacto da educação sobre o crescimento econômico (β_4 da Eq. 7). Para tanto, foram considerados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Feito isto, foram incluídas as variáveis explicativas defasadas espacialmente (WX) a fim de verificar se haveria algum transbordamento espacial, associado à estas variáveis, afetando os resultados.¹³ Ao final de cada regressão, usou-se o Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR) a fim de verificar a existência de autocorrelação espacial associada à variável dependente ($\rho \neq 0$) ou ao termo de erro ($\lambda \neq 0$). Caso $\rho \neq 0$ e/ou $\lambda \neq 0$, deve-se considerar alguma das especificações espaciais descritas após a Equação 7 (*i.e.*: SAR, SEM, SAC, SDM, SDEM e Modelo Geral). Em todos os casos, recomenda-se a análise da estatística *I de Moran*,

¹² Este método prescinde da hipótese de normalidade dos resíduos (ALMEIDA, 2012). Os instrumentos recomendados para Wy no modelo SAR incluem as variáveis explicativas com uma ou duas defasagens espaciais, WX e W^2X , respectivamente (KELEJIAN E PRUCHA, 1998).

¹³ A definição da matriz espacial (W) usada na defasagem das variáveis explicativas baseou-se nos critérios AIC e SC.

aplicada aos resíduos das regressões, no intuito de aferir se os modelos estimados foram capazes de eliminar a autocorrelação espacial (caso contrário, é possível que o modelo ainda apresente viés e/ou ineficiência).

O índice I de Moran varia entre -1 e 1, onde valores próximos dos extremos indicam a presença de autocorrelação espacial positiva e negativa, respectivamente.¹⁴ Segundo Cliff e Ord (1981), o I de Moran pode ser expresso como:

$$I_t = (n/S_0)(z_t'Wz_t/z_t'z_t) \quad t = 1, \dots, n \quad (8)$$

Onde z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média. W é uma matriz de pesos espaciais e S_0 é um escalar igual à soma de todos os elementos de W .

Caso os modelos espaciais não consigam eliminar a dependência espacial dos resíduos, sugere-se o uso de regimes espaciais que possibilitem o controle da heterogeneidade espacial. Segundo Almeida (2012), estes dois fenômenos espaciais são retro alimentadores e precisam ser controlados conjuntamente.

A heterogeneidade espacial implica em instabilidade do comportamento econômico no espaço (parâmetros variam ao longo do espaço). Logo, pode haver características intrínsecas a cada região ou agrupamento espacial que afetam os processos econômicos (LE GALLO E ERTUR, 2003; ANSELIN, 1988; ANSELIN E BERA, 1998). Nesta situação, é possível subdividir a amostra, criando-se regimes (agrupamentos) mais homogêneos.

Uma vez definido o regime, deve-se estimar os novos coeficientes e verificar a estabilidade dos mesmos nas diferentes regiões. Para tanto, Anselin (1990) recomenda o uso do teste de Chow Espacial, que compara a soma dos quadrados dos resíduos da regressão com coeficientes globais, sem regimes (modelo restrito - R) em relação à regressão que utiliza coeficientes distintos, com regimes (modelo irrestrito - IR). Formalmente:

$$Chow = \{[(\varepsilon_R' \varepsilon_R - \varepsilon_{IR}' \varepsilon_{IR})/k][1/(n - 2k)]\} \sim F_{k, n-2k} \quad (9)$$

Onde se testa H_0 : Há estabilidade estrutural conjunta dos coeficientes da regressão.

Portanto, caso não se aceite H_0 , cada região apresentará um parâmetro (β) específico (inerente à mesma), ou seja, o impacto de uma variável qualquer dependerá da região analisada.

Por fim, se o modelo espacial com regimes espaciais ainda não for capaz de conter a

¹⁴ Valores de I próximos de 1, indicam que há autocorrelação espacial positiva. Neste caso, prevalece o perfil Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB). Ou seja, municípios com elevado crescimento da renda, tendem ter vizinhos que também obtiveram crescimento elevado (AA). O inverso vale para aqueles que crescem pouco (BB). No caso de autocorrelação espacial negativa (valores próximos de -1), prevalecem associações do tipo Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

dependência espacial, deve-se eliminar os *outliers* dos resíduos, conforme sugerido por Almeida (2012) e implementado por Maranduba Jr. e Almeida (2009) e Firme e Simão Filho (2014).

3.2 Base de Dados

Com o objetivo de analisar os efeitos do capital humano sobre o crescimento econômico em diferentes localidades, foram consideradas as variáveis explicativas apresentadas na seção 2 e, posteriormente, expostas na Equação 7. Optou-se por utilizar um nível de desagregação municipal, onde foram considerados apenas os municípios do sudeste brasileiro. A opção por trabalhar com municípios (ao invés de microrregiões, mesorregiões ou Estados) permitiu a inclusão e análise de mais observações dentro de um mesmo espaço geográfico, favorecendo as propriedades assintóticas dos estimadores utilizados no trabalho. A escolha da região Sudeste se deve à qualidade relativa dos dados desta região e à baixa incidência de “*missing values*”, que poderiam comprometer os resultados dos modelos econométricos espaciais.

Conforme demonstrado nas seções 2.1 e 2.2, a obtenção de boas *proxies* para as variáveis expostas na Equação 7 (e.g.: capital, humano, capital físico, etc.) não é trivial, principalmente em se tratando de desagregação em nível municipal. Portanto, assumindo esta dificuldade, foram consideradas as principais *proxies* dos estudos revisados na seção 2, que tinham enfoque municipal. As variáveis selecionadas a partir desta revisão são apresentadas a seguir:

$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right)$: refere-se à variação da renda *per capita* entre os períodos t e $t - 1$, sendo $t = 2010$ e $t - 1 = 2000$. Para tanto, considerou-se a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos (valores em reais de 01/agosto de 2010), disponível no Atlas de Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD (2018).

$\ln(n + g + \delta)$: somatório do crescimento populacional (n), tecnológico (g) e depreciação (δ) entre 2000 e 2010. Considerou-se o valor de $g + \delta$ proposto por MRW (1992, p.413): “*We assume that $g + \delta$ is 0.05; reasonable changes in this assumption have little effect on the estimates*”. Já o crescimento populacional (n) foi calculado com base na população total de cada município, disponível no Atlas do Desenvolvimento Humano da PNUD (2018).

- ln(sk)***: representa o investimento em capital físico. Neste caso, utilizou-se a participação percentual das despesas públicas municipais em capital frente às despesas públicas totais de cada município (média dos percentuais de 2000 e 2010). Tais informações são levantadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e estão disponíveis no IPEADATA (2018).
- ln(sh_e)***: fator educação associado ao capital humano. Considerou-se a média (entre 2000 e 2010) do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal - Dimensão Educação (IDHM - Educação). O IDHM – Educação é obtido através da média geométrica do sub-índice de frequência de crianças e jovens à escola, com peso de 2/3, e do sub-índice de escolaridade da população adulta, com peso de 1/3. Este índice está disponível no Atlas do Desenvolvimento Humano da PNUD (2018).
- ln(sh_s)***: fator saúde associado ao capital humano. Usou-se a média (entre 2000 e 2010) do IDHM - Longevidade. Este índice é baseado no indicador de Esperança de vida ao nascer, onde os valores mínimo e máximo são 25 e 85 anos, respectivamente. Variável disponível no Atlas da PNUD (2018).
- ln(GINI)***: Medida de desigualdade da renda *per capita*. Varia entre 0 (todos possuem a mesma renda) e 1 (apenas um indivíduo detém toda a renda). Empregou-se a média deste coeficiente, entre 2000 e 2010, disponível no Atlas da PNUD (2018).
- ln(FOR)***: Grau de formalização do mercado de Trabalho. Considerou-se o percentual de pessoas com 18 anos ou mais formalmente ocupadas no mercado (média entre 2000 e 2010), disponível no Atlas da PNUD (2018).
- ln(PURB)***: Perfil Urbano/Rural municipal. Parcela da população urbana em relação à total (valor médio entre 2000 e 2010). O percentual foi calculado com base nas populações urbana e total de cada município, disponíveis no Atlas da PNUD (2018).
- ln(EXP)***: Participação municipal nas exportações totais da região sudeste. O cálculo dos percentuais se baseou nas exportações municipais *free on board* (FOB), valoradas em US\$, informadas pela Secretaria de Comércio Exterior (SCE), disponível no IPEADATA (2018). Usou-se o percentual médio entre 2000 e 2010.
- ln(PREC)***: Nível médio de precipitação pluviométrica (em milímetros por mês). Dados atualizados em dezembro de 2011 pela *Climate Research Unit da University of East Anglia* (CRU-UEA) e disponibilizados no IPEADATA (2018).
- ln(TEMP)***: Temperatura média (em graus centígrados). Atualizada em dezembro de 2011 pela

CRU-UEA e disponibilizada no IPEADATA (2018).

Além das variáveis supracitadas, foram incluídas *dummies* (binárias) para os estados da região sudeste (*i.e.*: Espírito Santo - *DES*, Minas Gerais - *DMG*, Rio de Janeiro - *DRJ*, São Paulo - *DSP*) e referentes ao porte populacional de cada município (*D5*, *D50*, *D100*, *D500*, *D1000* e *DMÁX*). Neste último caso, *D5* refere-se aos municípios com menos cinco mil habitantes, *D50* são aqueles com população entre 5 e 50 mil habitantes e assim por diante, *DMAX* são aquelas com população acima de um milhão de habitantes.

A fim de se evitar a perfeita colinearidade entre as *dummies* e a constante do modelo, *DMG* e *D5* foram tratadas como referência (excluídas das estimações). Ressalta-se, ainda, que as variáveis sh_e , sh_s , *GINI*, *FOR* e *EXP* foram testadas em média e em diferença (entre 2000 e 2010). Contudo, conforme os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), as médias anuais se mostraram mais adequadas. Outras *proxies* também foram testadas nas estimações e acabaram sendo descartadas (excluídas) por não serem significativas (a 10% de significância) e/ou não melhorarem os critérios AIC e SC. Dentre elas, pode-se destacar:

- a) **Educação:** 1. Taxa de analfabetismo (maiores de 15 anos); 2. expectativa de anos de estudo; 3. percentual de indivíduos com 18 anos ou mais e ensino médio; 4. percentual de indivíduos com 25 anos ou mais e ensino superior.
- b) **Saúde:** 1. Esperança vida ao nascer; 2. Probabilidade de sobrevivência até 40 anos.
- c) **Perfil do Mercado de Trabalho:** 1. Taxa de envelhecimento; percentual de ocupados, com 18 anos ou mais, que trabalham por conta própria; 2. percentual de ocupados no setor serviços; 3. percentual de ocupados no setor público;
- d) **Violência Municipal:** 1. Taxa de homicídios; 2. Taxa de vítimas de acidente de trânsito.
- e) **Características Geográficas:** 1. Altitude; 2. Distância em relação à capital Estadual.

As variáveis associadas à violência municipal e às características geográficas (“d” e “e”) estão disponíveis no IPEADATA (2018). As demais foram retiradas do Atlas da PNUD (2018).

A análise estatística descritiva das variáveis revela que a renda *per capita* (*y*) dos municípios do Sudeste (avaliada em R\$ de 2010) aumentou pouco mais de 41% entre 2000 e 2010, passando de R\$438,64 para R\$590,62. As menores rendas foram verificadas em Bonito de Minas (MG), em 2000, e São João das Missões (MG), em 2010. Já as maiores ocorreram em Águas de São Pedro (SP), em 2000, e São Caetano do Sul (SP), em 2010. Jequitibá (MG) foi a

cidade com a maior taxa de crescimento no período, enquanto Dores do Rio Preto (ES) apresentou a pior taxa, obtendo um decréscimo da renda *per capita* de, aproximadamente, -14% (Tabela 1).

Tabela 1. Análise Descritiva das Variáveis
(Número de Observações: 1668)

Variável	Descrição	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
y_{2000}	Renda <i>per capita</i> de 2000 (valores constantes de 2010)	R\$ 438,64	R\$ 189,13	R\$ 85,69	R\$ 1,759,76
y_{2010}	Renda <i>per capita</i> de 2010 (valores constantes de 2010)	R\$ 590,62	R\$ 214,91	R\$ 181,77	R\$ 2,043,74
Δy	Variação da renda <i>per capita</i>	41,02%	26,71%	-14,39%	217,59%
sk	Gasto em capital fixo/gasto Total	15,24%	6,37%	0,00%	58,41%
n	Variação populacional	8,67%	14,28%	-23,80%	190,17%
sh_e	IDH Educação (média 2000 e 2010)	0,52	0,09	0,26	0,78
sh_s	IDH Longevidade (média 2000 e 2010)	0,80	0,03	0,68	0,88
$GINI$	Índice de GINI (média 2000 e 2010)	0,50	0,05	0,35	0,71
EXP	Participação nas Exportações do Sudeste (média 2000 e 2010)	0,06%	0,38%	0,00%	8,28%
FOR	Grau de Formalização dos empregados (média 2000 e 2010)	51,03%	15,69%	9,70%	83,80%
$PURB$	População Urbana/Total	72,62%	19,80%	15,49%	100,00%
$PREC$	Precipitação - milímetros por mês (Ano base: dezembro de 2011)	105,19	36,29	0,00	282,43
$TEMP$	Temperatura – Graus Centígrados (Ano base: dezembro de 2011)	19,57	6,10	0,00	25,08
<i>Dummies</i> de Região (Estados do Sudeste)					
DMG	<i>Dummy</i> de Minas Gerais ($MG = 1$; <i>Outros</i> = 0)	51,1%	Não se aplica	0,000	1,000
DES	<i>Dummy</i> do Espírito Santo ($ES = 1$; <i>Outros</i> = 0)	4,7%	Não se aplica	0,000	1,000
DRJ	<i>Dummy</i> do Rio de Janeiro ($RJ = 1$; <i>Outros</i> = 0)	5,5%	Não se aplica	0,000	1,000
DSP	<i>Dummy</i> de São Paulo ($SP = 1$; <i>Outros</i> = 0)	38,7%	Não se aplica	0,000	1,000
<i>Dummies</i> de Porte Populacional					
$D5$	Pop. < 5 mil Hab.	23,9%	Não se aplica	0,000	1,000
$D50$	5 mil \leq Pop. < 50 mil	61,9%	Não se aplica	0,000	1,000
$D100$	50 mil \leq Pop. < 100 mil	5,9%	Não se aplica	0,000	1,000
$D500$	100 mil \leq Pop. < 500 mil	7,3%	Não se aplica	0,000	1,000
$D1000$	500 mil \leq Pop. < 1000 mil	0,7%	Não se aplica	0,000	1,000
$DMáx$	Pop. > 1000 mil	0,3%	Não se aplica	0,000	1,000

Fonte: Elaboração própria com uso do software STATA 11.

Pouco mais de 15% das despesas públicas municipais ficaram concentradas em gastos com capital fixo (sk) entre 2000 e 2010 (média do período). O maior percentual foi verificado em Américo de Campos (SP), onde sk representou mais de 58% das despesas totais. Em 92 casos não houve gasto declarado nesta área. A população do Sudeste cresceu (n),

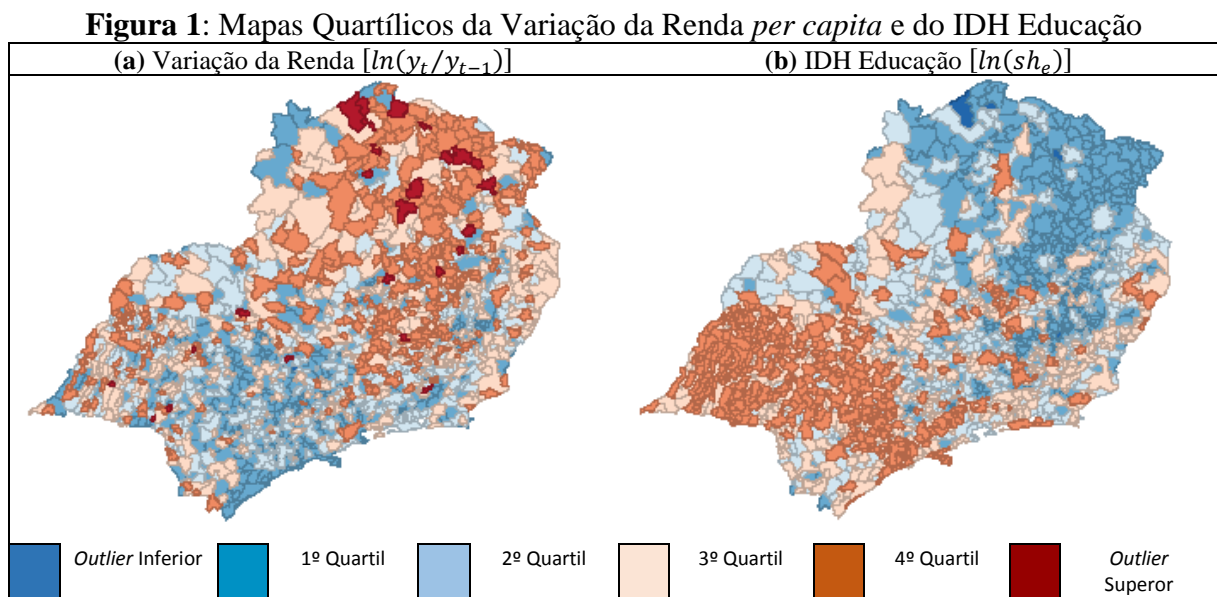
aproximadamente, 8,7% entre 2000 e 2010. Rio das Ostras (RJ) apresentou o maior crescimento populacional (190,2%). Enquanto isso, a população de Rubelita (MG) encolheu quase 24%. São Caetano do Sul (SP) apresentou o maior IDH Educação (juntamente com Águas de São Pedro – SP) e o maior IDH Longevidade (sh_e e sh_s , respectivamente), considerando a média entre 2000 e 2010. O menor sh_e foi encontrado em Fruta de Leite (MG) e Araponga (MG), enquanto Santa Helena de Minas (MG) obteve o menor sh_s (TABELA 1).

O problema da desigualdade de renda (*GINI*) é mais intenso em Jequitibá (MG). Já Elisiário (SP) apresentou a renda mais homogênea do Sudeste. São Paulo (SP) concentrou 8,28% das exportações totais da região (*EXP*) entre 2000 e 2010 (média). Além disso, nota-se que 867 municípios (51,98% do total) não exportaram no período. Pouco mais da metade dos trabalhadores (51,03%) estão formalmente empregados (*FOR*), sendo Pedra Bonita (MG) e Palmares Paulista (SP) os municípios com a pior (9,7%) e a melhor (83,8%) taxa de formalização do emprego, respectivamente. Em média, 72,62% das pessoas vivem em áreas urbanas (*PURB*). Verificou-se que, em 37 municípios do Sudeste, 100% das pessoas habitam áreas urbanas. Frei Lagonegro (MG) é a cidade com o maior percentual de pessoas vivendo em áreas rurais. Bertioga (SP) foi a cidade mais chuvosa (282,43 mm/mês) e Mamonas (MG) a que apresentou menor volume (diferente de zero) de precipitação (64,91 mm/mês). O município com clima mais quente foi Matias Cardoso (MG), com média de 25,08° ao longo do ano. Campos do Jordão (SP) foi a que apresentou a menor temperatura (diferente de zero), 14° em média. Não havia registro de precipitação pluviométrica e/ou temperatura para 135 municípios (nestes casos, os *missing values* assumiram o valor de zero). A Tabela 1 ainda revela que mais da metade dos municípios (51,1%) pertencem ao Estado de Minas Gerais (MG) e, aproximadamente, 85,8% da amostra possui menos de 50 mil habitantes.

4 RESULTADOS DA PESQUISA

Antes de efetuar estimativas sobre o impacto do componente educação do capital humano $[\ln(sh_e)]$ sobre o crescimento econômico $[\ln(y_t/y_{t-1})]$, foram realizadas algumas análises exploratórias dos dados espaciais (AEDE) que, segundo Almeida (2012), permitem uma melhor compreensão sobre o fenômeno analisado.

Os mapas quartílicos, apresentados na Figura 1, possibilitam a visualização dos dados no espaço. É possível notar que o crescimento econômico $[\ln(y_t/y_{t-1})]$ não foi homogêneo na região sudeste. Na realidade, parece que o crescimento foi mais acentuado no norte e nordeste de Minas Gerais e menos intenso no sul e sudeste de São Paulo. O oposto é verificado na Educação $[\ln(sh_e)]$. A Figura 1.b indica que a educação é, em média, pior no norte e nordeste de Minas Gerais e melhor à medida em que nos deslocamos rumo ao sudoeste do Mapa.



Nota: A identificação dos *outliers* baseou-se em *Hinge* = 1.5.

Fonte: Elaborado pelo autor com uso do *software* Geoda.

A análise dos intervalos interquartílicos (IIQ), com *Hinge* = 1.5, ainda permite a identificação dos *outliers* superiores e inferiores.¹⁵ No que se refere à variação da renda, nota-se a presença de 24 *outliers* superiores e 3 inferiores (Cabo Verde – MG, Dolores do Rio Preto –

¹⁵ Segundo Almeida (2012, p. 134-135), o $IIQ = Q3 - Q1$, onde $Q3$ e $Q1$ são os últimos elementos do 3º e do 1º quartil, respectivamente. Geralmente, usa-se um critério (*Hinge*) de $1.5 * IIQ$ ou $3 * IIQ$ para definir os *outliers*. Assim, *outliers* superiores (*OS*) e inferiores (*OI*) são, respectivamente: $OS = Q3 + (Hinge * IIQ)$ e $OI = Q1 - (Hinge * IIQ)$.

ES e Alto Caparaó – MG). No caso da Educação, identificou-se 4 *outliers* inferiores e nenhum superior (são eles: Bonito de Minas, São João das Missões, Fruta de Leite e Araponga, todos em Minas Gerais). Ao se considerar um *Hinge* = 3, o município de Jequitibá (MG) surge como o único um *outlier* superior associado ao crescimento (não houve *outlier* inferior). Com base neste critério, não haveria *outliers* associados à educação.

A disposição destas variáveis, nos mapas da Figura 1 pode auxiliar a definição de regimes espaciais, que possibilitam minimizar o problema da heterogeneidade espacial. Quanto aos *outliers* detectados, espera-se que inclusão de novas variáveis explicativas nas estimativas seja capaz de controlar seus efeitos, produzindo resíduos aleatórios. Caso contrário, os mesmos precisarão se controlados (via *dummies*) ou excluídos.

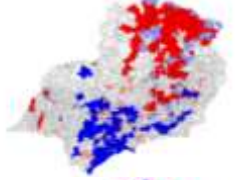
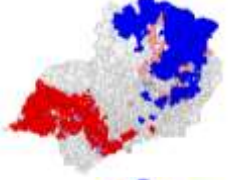
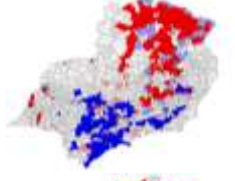
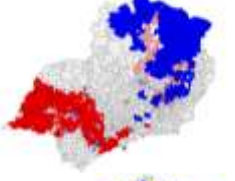
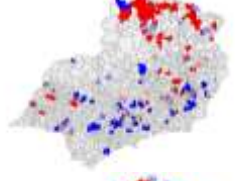
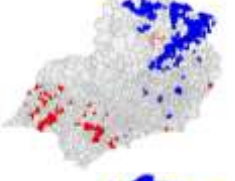
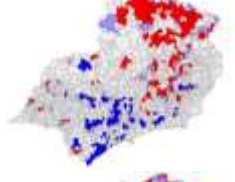
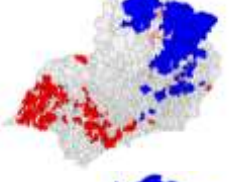
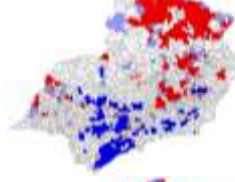




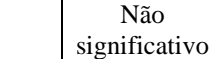
O *I de Moran* Global (Equação 8), calculado com diferentes matrizes de pesos espaciais e exposto na Figura 2, indica que há autocorrelação espacial positiva associada ao crescimento econômico [$\ln(y_t/y_{t-1})$] e à Educação [$\ln(sh_e)$]. Portanto, em ambos os casos, prevalece o perfil Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB). Em outras palavras, municípios com elevada taxa de crescimento (ou alto nível de educação) tendem a estar próximos uns dos outros (AA), assim como aqueles com taxas reduzidas de crescimento (ou baixo nível educacional) (BB). Tal resultado sugere que o uso de modelos econométricos espaciais deve ser considerado.

A autocorrelação espacial positiva tende a gerar agrupamentos do tipo AA e BB, que podem ser visualizados com o auxílio do *I de Moran* Local.¹⁶ No caso da variação da renda [$\ln(y_t/y_{t-1})$], nota-se alguns agrupamentos do tipo AA no norte/nordeste de Minas Gerais e outros do tipo BB espalhados na porção sudoeste de São Paulo e parte do Rio de Janeiro. Em se tratando da Educação [$\ln(sh_e)$] o resultado é quase o oposto. Percebe-se um grande agrupamento BB no norte/nordeste de Minas Gerais e outro AA espalhado por quase todo o Estado de São Paulo, exceto a porção sul (FIGURA 2).

Assim como os mapas da Figura 1, o mapeamento do *I de Moran* Local (FIGURA 2) auxilia a determinação de regimes espaciais que podem servir de apoio ao controle da heterogeneidade espacial. De modo geral, as técnicas de AEDE indicam que o uso da econometria espacial pode vir a ser útil nesta pesquisa.

¹⁶ O *I de Moran* Local (I_i) mede a associação espacial entre a variável de interesse da região i (z_i) e a média de seus j vizinhos (z_j). O somatório do *I de Moran* Local é proporcional ao global e sua análise é análoga (*i.e.*: H_0 representa a ausência de associação espacial local). Formalmente: $I_i = z_i \sum_{j=1}^J W_{ij} z_j$, onde $z_i = (y_i - \bar{y})/\sigma$ e W_{ij} é uma matriz de pesos espaciais (ALMEIDA, 2012).

Figura 2. *I de Moran* Global e Local da variação da Renda *per capita* e do IDH Educação

Matriz Espacial	Variação da Renda: $[\ln(y_t/y_{t-1})]$		IDH Educação: $\ln(sh_e)$	
	<i>I de Moran</i> Local	<i>I de Moran</i> Global	<i>I de Moran</i> Local	<i>I de Moran</i> Global
Rainha		$I = 0.261$		$I = 0.658$
Torre		$I = 0.262$		$I = 0.658$
K1		$I = 0.296$		$I = 0.719$
K3		$I = 0.282$		$I = 0.693$
K5		$I = 0.276$		$I = 0.670$
K10		$I = 0.266$		$I = 0.649$
				

Nota: **a)** As matrizes Rainha e Torre consideram apenas os j vizinhos contíguos à região i , de forma semelhante aos movimentos do jogo de xadrez. As matrizes K_j reconhecem apenas os j vizinhos mais próximos à região i (ALMEIDA, 2012). **b)** Considerou-se um nível de significância de 5% para o *I de Moran* Local.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do *software* Geoda.

Sendo assim, o próximo passo consistiu em realizar algumas estimações sem controles para a autocorrelação e heterogeneidade espaciais a fim de verificar algumas características sobre a variação da renda *per capita* (Modelos A e B) e sobre o impacto da educação $[\ln(sh_e)]$

no crescimento econômico (Modelos C, D, E e F). Os resultados do Modelo A, apresentado na Tabela 2, revelam que o crescimento da renda foi maior em Minas Gerais – MG (referência), Espírito Santo - ES, São Paulo - SP e Rio de Janeiro - RJ, respectivamente. No que se refere ao tamanho populacional dos municípios (Modelo B), nota-se que o crescimento foi maior naqueles que tem menos de cinco mil habitantes (referência) e diminuiu, ordenadamente, à medida em que o tamanho populacional aumentou. Logo, os municípios com mais de um milhão de habitantes obtiveram as piores taxas de crescimento (TABELA 2).

Quanto ao impacto da Educação (sem controles espaciais), percebe-se que a inclusão de novas variáveis explicativas não apenas melhorou as especificações iniciais (conforme o critério AIC), mas também demonstrou que o impacto de sh_e sobre o crescimento estaria superestimado caso as mesmas não fossem incluídas. Note que o coeficiente associado à variável sh_e diminui à medida que se avança do modelo MRW (1992), com 2 *proxies* para o capital humano (Modelo C), em direção aos modelos com mais variáveis de controle (Modelos D, E e F). Importante notar que o sh_e mostrou-se positiva e significativa em todos os modelos estimados na Tabela 2.

Ainda na Tabela 2, observa-se que, em todos os modelos, a hipótese nula de que o termo de erro é homocedástico e normalmente distribuído é rejeitada. Além disso, o *I de Moran* dos resíduos (calculado com diferentes matrizes espaciais) indica a presença de autocorrelação espacial. Cabe ressaltar que a inclusão de novas variáveis de controle reduziu a dependência espacial nos resíduos (*I de Moran* fica menor no Modelo F), mas não foi capaz de eliminá-la. Os multiplicadores de Lagrange dos modelos C, D e F sugerem que há problema de dependência espacial tanto na variável dependente ($\rho \neq 0$) quanto no termo de erro ($\lambda \neq 0$). Logo, é provável seja necessário estimar um modelo do tipo SAR, SEM ou SAC (rever Equação 7).

A fim de evitar a omissão de variáveis relevantes, buscou-se verificar se as variáveis explicativas (da Tabela 2) espacialmente defasadas afetariam o crescimento econômico (Modelo espacial denominado *Spatial Lag of X* - SLX). Os resultados dessas estimações são apresentados na Tabela 3.

Tabela 2. Efeito de variáveis Socioeconômicas e Geográficas, com *Dummies* de Estado e Porte Populacional, sobre o crescimento econômico dos municípios do Sudeste Brasileiro (Modelos sem controles espaciais).

	A	B	C	D	E
Constante	0.369**	0.402***	0.833***	0.529***	0.404***
y_{t-1}			-0.512***	-0.546***	-0.563***
$n + g + \delta$			0.124***	0.134***	0.125***
sk			0.012**	0.013***	0.012**
sh_e			1.412***	1.230***	1.179***
sh_s			3.241***	3.393***	3.852***
<i>GINI</i>				0.413***	0.382***
<i>FOR</i>				0.413***	0.070***
<i>PURB</i>				0.067**	0.061**
<i>EXP</i>				4.761***	2.934***
<i>PREC</i>				0.000**	0.000**
<i>TEMP</i>				0.003***	0.004***
<i>DES</i>	-0.047**				0.029*
<i>DSP</i>	-0.087***				0.002
<i>DRJ</i>	-0.120***				0.052***
<i>D50</i>		-0.0862***			-0.013
<i>D100</i>		-0.149***			-0.001
<i>D500</i>		-0.156***			0.025*
<i>D1000</i>		-0.160***			0.068*
<i>DMÁX</i>		-0.190**			0.133**
Testes de normalidade (a) e homocedasticidade dos resíduos (b, c, d)					
a. Jarque-Bera	46.94***	54.58***	438.46***	332.10***	393.34***
b. Koenker-Bassett	41.49***	47.97***	39.47***	124.69***	149.49***
c. White	N/A	1616.0***	95.97***	324.57***	16666.00
d. Breusch-Pagan	55.28***	66.52***	83.64***	245.82***	307.87***
Autocorrelação Espacial (ACE) dos Resíduos (Teste: I de Moran)					
Matriz Espacial					
Rainha	0.208***	0.227***	0.116***	0.116***	0.108***
Torre	0.209***	0.227***	0.119***	0.120***	0.112***
K1	0.254***	0.257***	0.125***	0.128***	0.118***
K3	0.232***	0.246***	0.123***	0.126***	0.118***
K5	0.224***	0.242***	0.116***	0.116***	0.109***
K10	0.214***	0.235***	0.100***	0.096***	0.090***
Multiplicador de Lagrange Robusto – defasagem (ρ) e erro (λ) espacial					
Tipo de ACE♦	ρ^{**}	ρ^{***}	ρ^{**}	ρ^{***}	ρ^{***}
	λ	λ	λ^{***}	λ^{***}	λ^{***}
AIC	-1071.24	-1083.35	-2288.67	-2375.11	-2393.88
SC	-1049.57	-1050.84	-2256.16	-2310.09	-2285.52
R2 Ajustado	0.060	0.068	0.548	0.572	0.579

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do software Geoda.

Notas: a) p -valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01.

b) ρ significativo indica ACE associada a variável dependente (WY) – Modelo de Defasagem Espacial.

c) λ significativo indica ACE associada ao erro (Wu) – Modelo de Erro Espacial.

d) ♦ Multiplicador de Lagrange Robusto baseado na matriz com maior I de Moran.

Tabela 3. Modelos com a inclusão das variáveis explicativas espacialmente defasadas
(*Spatial Lag of X - SLX*)

Matriz Espacial ⇒	(A) Rainha	(B) Torre	(C) K1	(D) K3	(E) K5	(F) K10	(G) K10*
Constante	1,205***	1,197***	0,154	0,220	0,386	0,245	0,760***
y_{t-1}	-0,711***	-0,709***	-0,644***	-0,709***	-0,725***	-0,725***	-0,723***
$n + g + \delta$	0,105***	0,107***	0,108***	0,107***	0,121***	0,117***	0,131***
sk	0,007	0,007	0,010*	0,007	0,005	0,004	0,004
sh_e	1,539***	1,544***	1,369***	1,551***	1,584***	1,552***	1,563***
sh_s	3,190***	3,177***	3,203***	2,924***	2,961***	2,982***	2,896***
<i>GINI</i>	1,389***	1,374***	0,981***	1,392***	1,476***	1,463***	1,458***
<i>FOR</i>	0,065***	0,064***	0,054***	0,053***	0,056***	0,061***	0,058***
<i>PURB</i>	0,051*	0,050*	0,054**	0,051*	0,051*	0,051**	0,060**
<i>EXP</i>	3,627***	3,604***	3,270***	3,438***	3,640***	3,642***	3,667***
<i>PREC</i>	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,000	-0,000	-0,000	-0,001***
<i>TEMP</i>	0,006***	0,005***	0,005***	0,003**	0,003**	0,004**	0,004***
<i>DES</i>	0,013	0,013	0,023	0,010	0,001	0,006	-
<i>DRJ</i>	0,019	0,019	0,049	0,043***	0,030*	0,041**	-
<i>DSP</i>	-0,028***	-0,028***	-0,009	-0,019*	-0,030***	-0,023**	-0,036***
<i>D50</i>	-0,007	-0,007	-0,010	-0,008	-0,005	-0,002	-
<i>D100</i>	0,010	0,008	0,005	0,014	0,016	0,021	0,025**
<i>D500</i>	0,039**	0,037**	0,033	0,038**	0,043***	0,051***	0,057***
<i>D1000</i>	0,070*	0,067*	0,071	0,070*	0,078**	0,087**	0,095***
<i>DMÁX</i>	0,121**	0,118**	0,135	0,125**	0,132**	0,141**	0,147**
$W_{y_{t-1}}$	0,289***	0,290***	0,211***	0,266***	0,290***	0,245***	0,286***
$W_{n + g + \delta}$	0,122*	0,115	0,080	0,072	0,023	0,084	-
W_{sk}	0,013	0,013	0,015	0,018*	0,013	0,035**	0,045***
W_{sh_e}	-0,753***	-0,762***	-0,682***	-0,788***	-0,776***	-0,947***	-0,896***
W_{sh_s}	-0,852**	-0,848**	2,203***	1,653***	0,915	1,416*	-
W_{GINI}	-2,630***	-2,604***	-1,690***	-2,071***	-2,112***	-2,198***	-2,215***
W_{FOR}	-0,010	-0,008	0,019	-0,0037	-0,003	-0,011	-
W_{PURB}	0,172**	0,169**	0,057	0,1314*	0,111*	0,130	-
W_{EXP}	-0,087	0,038	-0,947	2,3958	1,903	2,97	-
W_{PREC}	0,001	0,001	0,000	-0,0005	-0,000	-0,000	-
W_{TEMP}	0,001	0,001	-0,001	0,0039*	0,005**	0,005**	0,003**
Testes de normalidade (a) e homocedasticidade dos resíduos (b, c, d)							
a. Jarque-Bera	281,123***	284,742***	349,662***	263,413***	296,216***	301,198***	284,946***
b. Koenker-Bassett	174,115***	174,285***	147,786***	170,654***	159,913***	167,901***	136,887***
c. White	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
d. Breusch-Pagan	328,249	329,430***	295,976***	316,111	304,2982***	321,649***	258,578***
Autocorrelação Espacial (ACE) dos Resíduos (Teste: <i>I de Moran</i> para diferentes matrizes de peso Espacial)							
Rainha	0,106***	0,107***	0,113***	0,113***	0,114***	0,104***	0,106***
Torre	0,110***	0,111***	0,117***	0,117***	0,118***	0,107***	0,109***
K1	0,117***	0,118***	0,165***	0,120***	0,125***	0,118***	0,121***
K3	0,132***	0,132***	0,133***	0,138***	0,136***	0,126***	0,130***
K5	0,107***	0,107***	0,112***	0,110***	0,110***	0,103***	0,106***
K10	0,075***	0,075***	0,083***	0,078***	0,078***	0,071***	0,074***
Multiplicador de Lagrange Robusto – defasagem (ρ) e erro (λ) espacial							
Tipo de ACE [□]	ρ λ ***	ρ λ ***	ρ λ	ρ^* λ	ρ λ ***	ρ^* λ ***	ρ λ ***
Testes de qualidade dos modelos							
AIC	-2568,22	-2565,56	-2494,01	-2568,65	-2579,94	-2584,42	-2592,66
SC	-2400,26	-2397,59	-2326,04	-2400,68	-2411,98	-2416,46	-2473,46
R2 Ajustado	0,623	0,623	0,606	0,624	0,626	0,627	0,627

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do *software* Geoda.

Notas: **a)** *p*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; **b)** ρ e λ significativos indicam ACE na variável dependente (*WY*) e no erro (*Wu*), respectivamente; **c)** \diamond é o Multiplicador de Lagrange Robusto, baseado na matriz com maior *I de Moran*; **d)** A regressão com a matriz K15 piorou os critérios AIC (-2580.6) e SC (-2412.6) em relação à K10.

Os resultados da Tabela 3 revelam que a inclusão das variáveis explicativas espacialmente defasadas (precedidas da matriz W) foi benéfica, independentemente da matriz espacial utilizada na defasagem das variáveis. Em outras palavras, até mesmo a pior especificação da Tabela 3 (modelo C) se mostrou superior ao melhor modelo da Tabela 2 (modelo E), segundo os critérios AIC e SC. Portanto, é possível concluir que há um “efeito indireto” ou “efeito transbordamento”, associado às variáveis explicativas, que precisa ser considerado.

Dentre os modelos da Tabela 3, a especificação (G), com as variáveis defasadas pela matriz $K = 10$ vizinhos mais próximos, foi a que apresentou os melhores critérios AIC e SC. De modo geral, constatou-se que a inclusão destes transbordamentos causou uma elevação no impacto direto associado à variável sh_e (em todos os modelos da Tabela 3), quando comparado ao coeficiente obtido na Tabela 2 (Modelo E). Contudo, o efeito indireto (transbordamento) associado à educação (coeficiente associado à W_sh_e) foi negativo ($-0,896$), indicando que o efeito líquido (total) de uma melhora na educação seria $1,563 - 0,896 = 0.667$. Este resultado sugere que as estimativas que desconsideram o efeito transbordamento estariam supervalorizando o impacto da educação no crescimento econômico.

É importante ressaltar que não foi possível aceitar as hipóteses nulas de homocedasticidade e distribuição normal dos resíduos das regressões apresentadas na Tabela 3. Além disso, o *I de Moran* aplicado aos resíduos das estimações sugere que os erros ainda apresentam auto-correlação espacial. Os multiplicadores de Lagrange revelam que há dependência espacial no termo de erro ($\lambda \neq 0$) das regressões A, B, E, F e G e na variável dependente ($\rho \neq 0$) dos modelos D e F. A fim de solucionar esta questão, o Modelo (G) foi re-estimado com a possibilidade de que $\rho \neq 0$ (*Spatial Durbin Model - SDM*), $\lambda \neq 0$ (*Spatial Durbin Error Model - SDEM*) e $\rho \neq 0$ e $\lambda \neq 0$ (*General Spatial Model - GSM*). Os resultados estão dispostos na Tabela 4.

O Modelo C, da Tabela 4, revela a existência de dependência espacial (estatisticamente significativa) associada à variável dependente (Wy) e ao termo de erro (Wu). Logo, desconsiderar estes fenômenos implicaria em modelos viesados e ineficientes. O controle destes efeitos espaciais causou um leve aumento no impacto direto causado por sh_e , que passou de 1,563 (Tabela 3 – Modelo G) para 1,651 (Tabela 4 – Modelo C). Apesar disso, o efeito transbordamento associado à educação (W_sh_e) se tornou ainda menor ($-1,535$), fazendo o

efeito líquido da educação diminuir para 0,116. Portanto, embora permaneça positivo e significativo, nota-se que o efeito causado pela educação no crescimento econômico tende a ficar superdimensionado nos modelos econométricos tradicionais, que desconsideram os efeitos espaciais.

As estimações dos modelos A, B e C são válidas para o sudeste. Todavia, caso se queira extrapolar os resultados para outras regiões é importante controlar os *outliers* nos resíduos das regressões da Tabela 4. O fato é que a região sudeste pode conter municípios (discrepantes) que fogem do padrão de outras regiões. Neste caso, os municípios discrepantes poderiam gerar algum tipo de alteração (viés) nos coeficientes estimados (o que não seria válido para outras regiões que não possuíssem tais municípios).

Após controlar os *outliers* nos resíduos (Tabela 4 – Modelos D, E e F), nota-se que a dependência espacial associada ao erro (Wu) perde significância quando a variável Wy é incluída (Modelo F). No que se refere ao impacto direto da educação (sh_e), verificou-se um leve aumento em relação aos modelos sem controle de *outliers* nos resíduos (A, B e C). A principal alteração ocorreu no transbordamento desta variável (W_sh_e), que se tornou menos intenso. Uma comparação simples entre os modelos C (sem controle de *outliers*) e F (com controle) revela que o impacto líquido da Educação aumentaria de 0.116 para 0.329, caso fossem considerados controles para os *outliers* nos resíduos.

Cabe ressaltar que, embora os modelos da Tabela 4 tenham eliminado boa parte da auto-correlação espacial dos resíduos, ela permanece significativa quando se considera alguns tipos de matrizes espaciais. Neste momento, é importante lembrar que os modelos SDM, SDEM e GSM foram estimados via MQ2E espacial (HAC), MQGE espacial (HET) e MQ2E Espacial Generalizado (HET), respectivamente. As três técnicas não necessitam do pressuposto de normalidade dos resíduos. Além disso, tanto o procedimento HAC quanto a técnica KP-HET tornam os resíduos robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação espacial (vide Seção 3.1). Portanto, as estatísticas t e F são válidas e podem ser analisadas normalmente.

Conforme ressalta Almeida (2012), a heterogeneidade espacial pode se manifestar no termo de erro (heterocedasticidade) e/ou nos parâmetros de intercepto e inclinação. Como as técnicas HAC e KP-HET lidam apenas com o problema nos resíduos, buscou-se verificar se os coeficientes estimados variam, de forma significativa, conforme a região analisada. Para tanto, o *General Spatial Model* (GSM), da Tabela 4, foi re-estimado na forma de regimes espaciais.

Tabela 4. Melhor estimação considerando a dependência espacial na variável dependente (Wy) e no termo de erro (Wu): modelos com e sem controle para *outliers* nos resíduos

	Sem controle de <i>Outliers</i> nos resíduos			Com controle de <i>Outliers</i> nos resíduos		
	(A) SDM (Wy)	(B) SDEM (Wu)	(C) GSM (Wy e Wu)	(D) SDM (Wy)	(E) SDEM (Wu)	(F) GSM (Wy e Wu)
Constante	0,045	0,776***	0,001	0,327	0,908***	0,377*
y_{t-1}	-0,726***	-0,721***	-0,724***	-0,722***	-0,715***	-0,719***
$n + g$	0,115***	0,121***	0,112***	0,119***	0,117***	0,117***
$\hat{s}k$	0,005	0,005	0,005	0,001	0,001	0,001
sh_e	1,645***	1,582***	1,651***	1,661***	1,620***	1,662***
sh_s	2,664***	2,830***	2,602***	2,573***	2,611***	2,547***
GINI	1,529***	1,445***	1,533***	1,254***	1,169***	1,237***
FOR	0,048***	0,059***	0,045***	0,051***	0,060***	0,051***
PURB	0,047*	0,052*	0,047*	0,059**	0,063**	0,059**
EXP	3,718***	3,656***	3,684***	2,145***	2,781***	2,927***
PREC	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	0,000***	0,000***
TEMP	0,004***	0,004***	0,004***	0,004***	0,004***	0,004***
DSP	-0,024***	-0,038***	-0,022***	-0,027***	-0,039***	-0,027***
D100	0,026**	0,029***	0,024**	0,027**	0,030***	0,027***
D500	0,057***	0,054***	0,051***	0,048***	0,052***	0,049***
D1000	0,088***	0,095***	0,086***	0,117***	0,119***	0,107***
DMÁX	0,128**	0,142*	0,125*	0,202***	0,196***	0,177**
$W_{y_{t-1}}$	0,468***	0,295***	0,481***	0,415***	0,282***	0,404***
W_{sk}	0,031**	0,041***	0,031***	0,042***	0,048***	0,042***
W_{sh_e}	-1,497***	-0,925***	-1,535***	-1,372***	-0,908***	-1,333***
W_{GINI}	-2,068***	-2,211***	-2,048***	-1,906***	-1,970***	-1,898***
W_{TEMP}	0,001	0,002	0,001	0,002	0,003*	0,002
Wy	0,3956***	-	0,4313***	0,289***	-	0,277***
Wu	-	0,3009***	-0,2520*	-	0,346***	0,032
D_{INF}				-0,334***	-0,323***	-0,332***
D_{SUP}				0,385***	0,390***	0,386***
I de Moran (resíduos)						
Rainha	0,022**	0,001	0,015	0,0498***	0,1248***	0,0542***
Torre	0,025***	0,019*	0,019*	0,0536***	0,1283***	0,0580***
K1	0,051**	0,046*	0,046*	0,0908***	0,1567***	0,0952***
K3	0,045***	0,038***	0,038***	0,0853***	0,1583***	0,0872***
K5	0,011	-0,003	0,003	0,0462***	0,1281***	0,0496***
K10	-0,030***	-0,038***	-0,038***	0,0047	0,0930***	0,0080

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do software GeodaSpace.

Nota: a) p -valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; b) D_{INF} e D_{SUP} são *dummies* associadas aos *outliers* superiores e inferiores, respectivamente, dos resíduos (detectados via técnica *Box Plot*, disponível no Geoda).

Inicialmente, a definição do regime espacial adotado baseou-se nas 37 mesorregiões do sudeste brasileiro (MG: 12; SP: 15, ES: 4; RJ: 6). Contudo, como alguns destes agrupamentos

continham poucos municípios, impossibilitando as estimações, algumas mesorregiões contíguas foram agregadas com base na proximidade de suas rendas *per capita* médias ($[y_{2000} + y_{2010}]/2$). Deste modo, buscou-se manter certa coesão intragrupo. Tal procedimento resultou em 17 agrupamentos (vide Tabela A.1 – Anexo), todos com mais de 40 graus de liberdade ($n - k$). Como as variáveis *dummies* e a variável $\ln(EXP)$ continham muitos zeros, gerando problema de singularidade na matriz de variáveis explicativas (de dimensão $n \times k$) em diversos agrupamentos, elas precisaram ser excluídas na abordagem por regimes.

O efeito direto (sh_e) e total ($sh_e + W_sh_e$) da educação sobre o crescimento econômico de cada região, definida via regimes espaciais, foi estimado via modelo a-espacial (semelhante ao Modelo E da Tabela 2, sem *dummies* e *EXP*) e *GSM* (análogo ao Modelo F da Tabela 4, sem *dummies* e *EXP*) e estão dispostos na Figura 3.

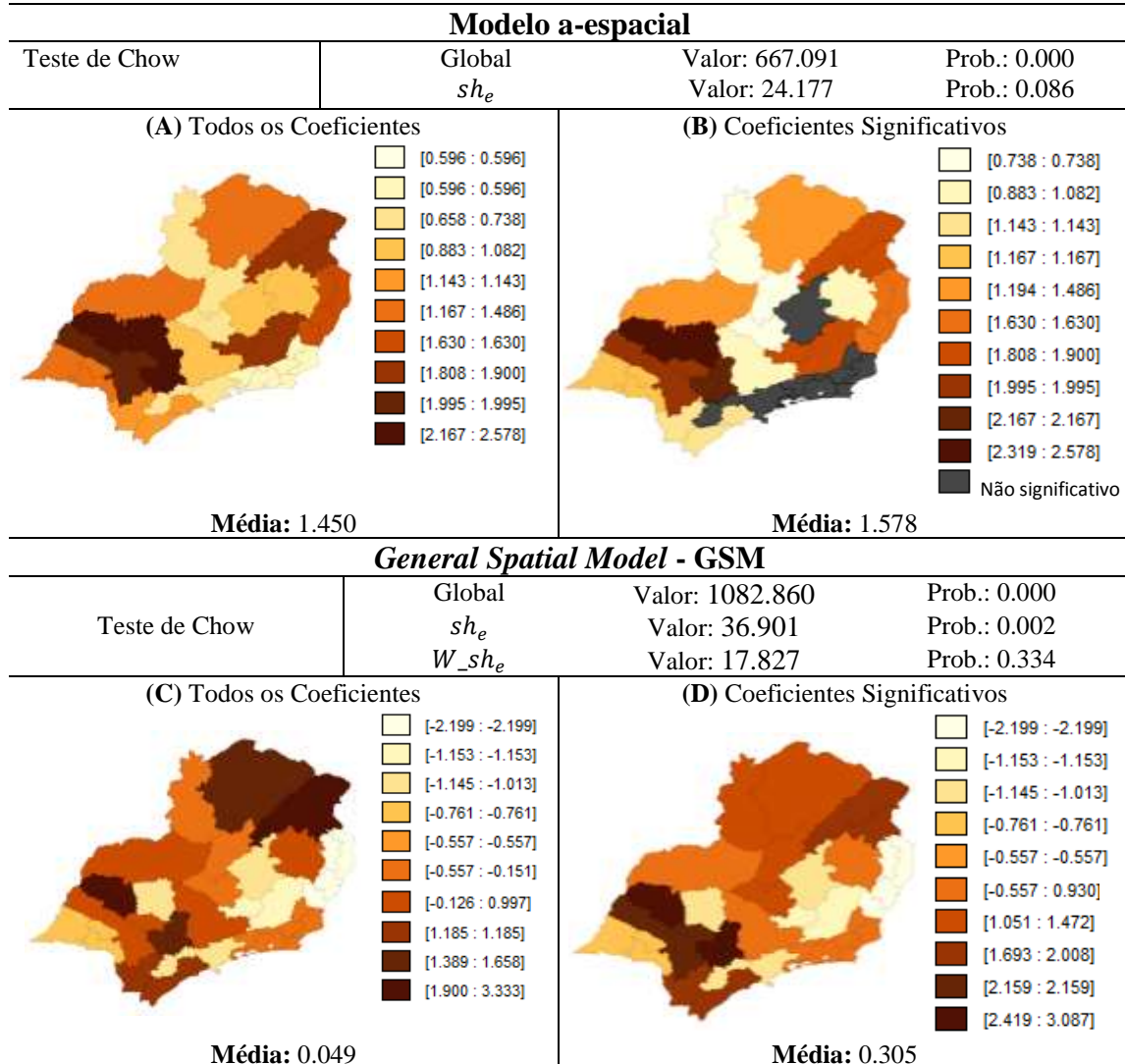
Cabe destacar que a média dos coeficientes associados à educação, estimados por regimes, ficou próxima das que haviam sido obtidas nas regressões sem regimes. Em outras palavras, o efeito de sh_e variou entre 1.18 e 1.41 na Tabela 2 (sem regimes), enquanto o impacto das estimações com regimes ficou entre 1.45 e 1.58 (FIGURA 3). No que se refere ao efeito total da educação ($sh_e + W_sh_e$), os modelos C e F da Tabela 4 (sem regimes) apontaram algo em torno de 0.12 e 0.32, enquanto os resultados da Figura 3 sugerem que este efeito seria de 0.05 a 0.31. Tais resultados indicam haver certa estabilidade nos coeficientes obtidos e conferem maior credibilidade às estimações com e sem regimes espaciais.

Em se tratando das estimações com regimes (FIGURA 3), a rejeição da hipótese nula associada ao teste Global de Chow (Prob.: 0.00) revelou que os coeficientes das variáveis explicativas de ambos os modelos (a-espacial e *GSM*) se alteram, de forma significativa, conforme a região analisada. Logo, a adoção de regimes espaciais é recomendável em ambos os casos. O teste específico para cada variável mostra que o efeito direto da educação (sh_e) também tende a variar em ambos os modelos. Enquanto isso, verificou-se certa estabilidade associada ao efeito indireto da educação (W_sh_e), estimado via *GSM* (Prob.: 0.334).

Os maiores impactos associados à educação no modelo a-espacial (Mapas A e B - Figura 3) foram encontrados no Estado de São Paulo (SP), com destaque para as regiões de Ribeirão Preto (2,58), São José do Rio Preto (2,32), Piracicaba/Campinas (2,17) e Araçatuba/Bauru/Araraquara (1,99). Em Minas Gerais (MG), as regiões do Vale do Mucuri/Jequitinhonha (1,90) e dos Campos das Vertentes/Zona da Mata (1,81) também

obtiveram impactos acima da média. O coeficiente estimado para as mesorregiões do Espírito Santo (ES) ficou levemente acima da média (1,63).

Figura 3. Impactos da Educação sobre o Crescimento Econômico das Mesorregiões do Sudeste brasileiro



Fonte: Elaboração própria com base nos softwares GeodaSpace e Geoda.

Já as mesorregiões do Rio de Janeiro (RJ) apresentaram os piores impactos associados à educação (0,60), seguidos do Vale do Paraíba/Macro Metropolitana - SP (0,66), Central Mineira/Noroeste de Minas/Oeste de Minas – MG (0,74), Sul/Sudoeste de Minas – MG (0,88) e Metropolitana de Belo Horizonte – MG (0,94). Como a região metropolitana de São Paulo também apresentou efeito abaixo da média (1,14), pode-se concluir que o impacto direto da educação não tem sido elevado nas regiões metropolitanas do Sudeste de um modo geral

(Mapas A e B – Figura 3).¹⁷

A estimação de modelos com controles espaciais via regimes (Mapas C e D – Figura 3) mostra, novamente, que a média do efeito total associado à educação (direto + indireto) é substancialmente menor que a prevista nos modelos tradicionais (a-espaciais). No caso do GSM, os maiores efeitos (considerando apenas coeficientes significativos) permanecem concentrados no Estado de São Paulo, nas regiões de São José do Rio Preto (3,09), Piracicaba/Campinas (2,42), Araçatuba/Bauru/Araraquara (2,16) e Itapetininga/Litoral Sul Paulista/Metropolitana de São Paulo (1,69). Em Minas Gerais (MG), o Vale do Mucuri/Jequitinhonha (2,01), Norte de Minas (1,47) e Central Mineira/Noroeste de Minas/Oeste de Minas – MG (1,05) também se destacam. As mesorregiões do Espírito Santo (ES) apresentaram os piores impactos associados à educação (-2,20), seguidos de Campos das Vertentes/Zona da Mata - MG (-1,15), Vale do Paraíba/Macro Metropolitana - SP (-1,14), Ribeirão Preto – SP (-1,10), Metropolitana de Belo Horizonte – MG (-1,01), Presidente Prudente/Marília/Assis (-0,76) e mesorregiões do Rio de Janeiro (-0,56).

Com base nos resultados da Figura 3 é possível notar que a inobservância dos efeitos espaciais, nos modelos a-espaciais, geraria estimativas enganosas a respeito do impacto total (superestimando-o) e regional associado à educação. No âmbito regional (estimação por regimes espaciais), o viés gerado seria consideravelmente elevado nas mesorregiões do Espírito Santo e Ribeirão Preto – SP e Campos das Vertentes/Zona da Mata - MG. De modo geral, os modelos a-espaciais tenderiam a superestimar o efeito da educação nestas regiões.

A análise das correlações dos coeficientes relacionados à educação (obtidos nos modelos estimados por regimes) com as demais variáveis explicativas utilizadas nesta pesquisa permite identificar características regionais que estariam associadas a um elevado/baixo impacto da educação sobre o crescimento econômico (TABELA 5). De modo geral, nota-se que o efeito da educação no modelo a-espacial tende a ser maior em regiões com elevada temperatura (0,47) e renda *per capita* (0,26 e 0,21, referentes às rendas de 2010 e 2000, respectivamente), pertencentes ao estado de São Paulo (0,41), que já possuam bom nível educacional (0,28), com população inferior à cinco mil habitantes (0,15), trabalhando no mercado formal (0,26) e vivendo em áreas urbanas (0,25). Os piores resultados ocorreriam nas regiões onde há elevada desigualdade (-0,40), pertencentes aos Estados do Rio de Janeiro (-0,35)

¹⁷ A identificação das mesorregiões nos mapas pode ser visualizada na Figura A.1 no Anexo.

e de Minas Gerais (-0,28), exportadoras (-0,29) e naqueles locais onde a população é superior a 50 mil habitantes (correlações de $D100$, $D500$, $D1000$ e $DMÁX$ são, todas, negativas).

Tabela 5. Correlação entre os coeficientes associados à educação, obtidos via regimes, e as demais variáveis explicativas

Efeito ⇒	Modelo a-espacial	General Spatial Model - GSM		
	Direto = Total sh_e	Direto sh_e	Indireto W_sh_e	Total $sh_e + W_sh_e$
y_{2000}	0,208	0,277	-0,187	-0,044
y_{2010}	0,256	0,314	-0,197	-0,036
Δy	0,033	-0,030	0,278	0,229
sk	0,029	0,276	0,389	0,457
n	-0,054	-0,019	-0,047	-0,049
sh_e	0,278	0,449	-0,169	0,046
sh_s	0,214	0,281	-0,220	-0,070
$GINI$	-0,398	-0,532	-0,009	-0,237
EXP	-0,290	-0,134	-0,171	-0,206
FOR	0,264	0,350	-0,201	-0,024
$PURB$	0,253	0,315	-0,117	0,034
$PREC$	-0,082	-0,005	-0,321	-0,281
$TEMP$	0,468	0,382	-0,207	-0,016
DMG	-0,277	-0,395	0,163	-0,028
DES	0,085	-0,154	-0,408	-0,421
DRJ	-0,350	-0,464	0,088	-0,123
DSP	0,407	0,696	-0,012	0,289
$D5$	0,146	0,345	0,103	0,238
$D50$	0,094	-0,357	-0,047	-0,194
$D100$	-0,197	-0,004	-0,004	-0,005
$D500$	-0,279	-0,128	-0,113	-0,153
$D1000$	-0,291	-0,098	-0,277	-0,283
$DMÁX$	-0,134	-0,093	0,228	0,158
sh_e (a-espacial)	1,000	0,719	0,063	0,364
sh_e (GSM)	-	1,000	0,080	0,499
W_sh_e (GSM)	-	-	1,000	0,904
$sh_e + W_sh_e$ (GSM)	-	-	-	1,000

Fonte: Elaboração própria com base no *software* STATA.

Ao controlar os efeitos espaciais (GSM), percebe-se que o impacto total da educação no crescimento econômico tende a ser maior nas regiões com elevado estoque de capital fixo (0,46), pertencentes ao Estado de São Paulo (0,29), com população inferior a cinco mil habitantes (0,24) ou superior a um milhão (0,16) e que apresentam crescimento econômico acima da média (0,23). Os piores resultados seriam obtidos nas regiões pertencentes aos Estados do Espírito Santo (-0,42) e Rio de Janeiro (-0,12), exportadoras (-0,21), com população entre cinco mil e um milhão de habitantes (correlações de $D50$, $D100$, $D500$ e $D1000$ são, todas, negativas), elevada precipitação pluviométrica (-0,28) e alto nível de desigualdade de renda (-0,24) (TABELA 5).

Os resultados encontrados corroboram com a literatura que aponta para a importância do capital humano para o crescimento econômico, convergindo, nesse sentido, com a proposta de Mankiw, Romer e Weil (1992).

A indicação de que os efeitos espaciais são relevantes na análise do crescimento econômico vão ao encontro de outros trabalhos aplicados que consideram esses efeitos, tais como Galeano e Mata (2009), Firme e Freguglia (2013), Firme e Simão Filho (2014) e Guimarães e Almeida (2017).

O sinal negativo encontrado para o W_{sh_e} é também verificado no trabalho de Firme e Simão Filho (2014). A atração de trabalhadores é apontada como uma explicação possível para esse efeito. Por outro lado, Firme e Freguglia (2013) encontraram efeito positivo do transbordamento do capital humano quando utilizaram apenas o controle da autocorrelação espacial. Ao considerar controles para heterogeneidade espacial, Firme e Freguglia (2013) também observaram sinal negativo do transbordamento do capital humano, porém esse efeito não foi significativo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar o efeito do capital humano no crescimento da renda *per capita* dos municípios da região Sudeste do Brasil, no período entre 2000 e 2010, com foco na dimensão educação. Apesar da relevância desta região na economia nacional, não foram encontrados na literatura trabalhos com o mesmo enfoque, nível de desagregação e que considerassem a abordagem espacial proposta nesta pesquisa. Nesse sentido, o trabalho buscou aprimorar a compreensão da dinâmica do crescimento econômico com foco sobre os efeitos da educação.

A pesquisa se insere no contexto da economia regional na medida em que indica a existência de efeitos diferentes das políticas regionais direcionadas ao incremento de capital humano, por meio do investimento em educação, como forma de estímulo à produção e geração de renda nos municípios da região Sudeste do Brasil. A análise dos impactos regionais do capital humano sobre o crescimento econômico pode servir de subsídio às decisões enfrentadas pelos formuladores de políticas públicas no que tange ao combate às desigualdades regionais.

A análise exploratória de dados espaciais revelou que o crescimento da renda *per capita* foi mais acentuado no norte e nordeste de Minas Gerais e menos intenso no Sul e Sudeste de São Paulo. O nível educacional apresentou-se pior no norte e nordeste de Minas Gerais e melhor à medida em que nos deslocamos rumo ao sudoeste da região. Observou-se, ainda, que os municípios com elevada taxa de crescimento (ou alto nível de educação) tendem a estar próximos uns dos outros (o mesmo vale para os locais com baixo crescimento/educação), gerando agrupamentos do tipo Alto-Alto e Baixo-Baixo. Tal resultado sugere que o uso de modelos econométricos espaciais é apropriado.

Sendo assim, utilizou-se o Modelo MRW (1992), com e sem variáveis adicionais de controle, a fim de verificar o impacto da educação sobre o crescimento econômico em modelos que desconsideram os problemas oriundos da auto-correlação e da heterogeneidade espaciais. Feito isto, foram incluídos controles para a dependência (auto-correlação) espacial associada às variáveis explicativas, ao termo de erro e à própria variável dependente. De modo geral, notou-se que os modelos tradicionais, que desconsideram o efeito do espaço, estariam superestimando o efeito da educação sobre o crescimento.

Como a heterogeneidade espacial também pode se manifestar nos parâmetros das regressões, optou-se por re-estimar as melhores especificações, com e sem controles espaciais,

sob a forma de regimes espaciais. Para tanto, as mesorregiões do Sudeste foram utilizadas a fim de criar 17 agrupamentos que, em tese, seriam menos heterogêneos. Os resultados dos modelos sem controles espaciais, estimados via regimes, indicaram que investimentos em educação surtiriam maiores efeitos em algumas mesorregiões específicas de São Paulo (*i.e.*: Ribeirão Preto, São José do Rio Preto, Piracicaba/Campinas, Araçatuba/Bauru/Araraquara) e Minas Gerais (*i.e.*: Vale do Mucuri/Jequitinhonha e Campos das Vertentes/Zona da Mata). O impacto nas mesorregiões do Espírito Santo (ES) ficou levemente acima da média, enquanto os piores efeitos foram detectados nas mesorregiões do Rio de Janeiro (RJ), seguidos do Vale do Paraíba/Macro Metropolitana (SP) e algumas localidades de Minas Gerais (*i.e.*: Central Mineira/Noroeste de Minas/Oeste de Minas; Sul/Sudoeste de Minas e Metropolitana de Belo Horizonte).

Novamente, verificou-se que os efeitos dos modelos sem controles espaciais (via regimes) superestimam o efeito da educação sobre o crescimento. No que se refere aos modelos com controles espaciais, estimados via regimes, notou-se que os maiores impactos da educação ocorreriam, novamente, em algumas mesorregiões específicas de São Paulo (*i.e.*: São José do Rio Preto, Piracicaba/Campinas, Araçatuba/Bauru/Araraquara, Itapetininga/Litoral Sul Paulista/Metropolitana de São Paulo) e Minas Gerais (Vale do Mucuri/Jequitinhonha, Norte de Minas e Central Mineira/Noroeste de Minas/Oeste de Minas). Contudo, ao se controlar os efeitos espaciais, constatou-se que as mesorregiões do Espírito Santo (ES) apresentariam os piores impactos associados à educação, seguidos de Campos das Vertentes/Zona da Mata (MG), Vale do Paraíba/Macro Metropolitana (SP), Ribeirão Preto (SP), Metropolitana de Belo Horizonte (MG), Presidente Prudente/Marília/Assis (SP) e das mesorregiões do Rio de Janeiro.

De modo geral, notou-se que modelos a-espaciais tendem a produzir estimativas superestimadas do efeito da educação sobre o crescimento econômico, principalmente nas mesorregiões do Espírito Santo, Ribeirão Preto (SP) e Campos das Vertentes/Zona da Mata (MG). Os resultados via regimes (com controles espaciais) ainda sugerem que o impacto total da educação sobre o crescimento teria maior probabilidade de ser alto em regiões com elevado estoque de capital fixo, pertencentes ao Estado de São Paulo, com população inferior a cinco mil habitantes ou superior a um milhão e que apresentam crescimento econômico acima da média. Esse efeito tende a ser menor nas regiões pertencentes aos Estados do Espírito Santo e Rio de Janeiro, exportadoras, com população entre cinco mil e um milhão de habitantes, elevado nível de precipitação pluviométrica e elevada desigualdade de renda.

Conclui-se, a partir dos resultados da pesquisa, que os efeitos espaciais são relevantes para compreensão da dinâmica do crescimento econômico, especialmente em relação aos efeitos do capital humano. Logo, as decisões de políticas públicas precisam considerar esses efeitos de forma a aprimorar a efetividade no uso de recursos públicos.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, SP. Editora Alínea, 2012.

AMARAL FILHO, J; CAMPELO, A. N. **A Macroeconomia do Crescimento Econômico: Progresso Tecnológico, Capital Humano e o Papel do Gasto Público Produtivo na geração de Crescimento Econômico Sustentável**. Recife. V Encontro de Economistas de Língua Portuguesa, 5 - 7 de novembro de 2003.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**, 1a ed. edn, Kluwer Academic, Dordrecht, 1988.

ANSELIN, L. Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis, **Journal of Regional Science** 30(2), 185–207, 1990.

ANSELIN, L.; BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics, in A. Ullah & D. E. Giles, eds, '**Handbook of applied economic statistics**', Marcel Dekker, 1998.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E., A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no Ceará. In: Fórum Banco do Nordeste de desenvolvimento 2008. **Anais...** Fortaleza: BNB, 2008. p.

BECKER, G. S. **Human capital a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. Third Edition, University of Chicago, NBER, New York, 1993. Disponível em: <<http://www.nber.org/books/beck94-1>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

BRESSER-PEREIRA, L. C. O Modelo Harrod-Domar e a Substitutibilidade de Fatores. **Estudos Econômicos** 5, (3), p. 7-36, 1975.

CLIFF, A. D. & Ord, J. K., **Spatial processes: models and applications**, 1a ed. ed, Pion, London, 1981.

DOMAR, E. D. Capital Expansion, Rate of Growth, and employment. **Econométrica**. Vol.14, 1946.

ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence, **Journal of Applied Econometrics** 22, 1033–1062, 2007.

FIGUEIREDO, L. Incerteza sobre o impacto do capital humano na desigualdade de renda no Brasil. **Economia & Tecnologia** - Ano 07, Vol. 24 - Janeiro/Março de 2011.

FIRME, V. A. C. & FREGUGLIA, R. S. **Análise do crescimento dos municípios brasileiros utilizando dados em painel e controles espaciais sobre o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992) para o período de 1980 a 2010**, in ‘XIX Fórum BNB / XVIII ANPEC Nordeste’, 2013.

FIRME, V. A. C.; SIMÃO FILHO, J. 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**, v. 18 n. 4, 2014.

FREITAS, M. V. e ALMEIDA, E. S. **Existe Realmente Convergência de Renda entre Países?** Artigo publicado nos anais dos congressos: ANPEC e ENABER 2011.

GALEANO, E. A. V.; MATA, H. T. C. Diferenças Regionais no Crescimento Econômico: uma análise pela teoria do crescimento endógeno. **Revista Econômica do Nordeste**. V 40 n. 4, out./dez. 2009.

GUIMARÃES, P. M.; ALMEIDA, E. A análise de convergência de renda no Brasil e o problema de escala espacial. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 4, p. 899-924, mar. 2017.

HARROD, R.F. An Essay in Dynamic Theory. **Economic Journal**. Nº 49, 1939.

IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Coordenação de Contas Nacionais. **Contas Regionais do Brasil: 2010-2014**. - Rio de Janeiro: IBGE, 2016

CASTRO, M. H. M.; LEITE, E. M. **Educação no Brasil: atrasos, conquistas e desafios**.in Brasil: o estado de uma nação. Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – IPEA. Brasília, 2006.

IPEADATA – **Base de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 29 de maio de 2018.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. **A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances**, Mimeo, Department of Economics, University of Maryland, 1998.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. **HAC estimation in a spatial framework**. J.

Econometrics 140. 131-154. 2007.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. **Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances**. *J. Econometrics* 157, 53-67. 2010.

LE GALLO, J.; ERTUR, C., 'Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita', **Papers in Regional Science** 82(2), 175–201, 2003.

LIMA, R. C. A. **Crescimento Econômico Regional e Dependência Espacial: Uma Análise Empírica da Experiência Brasileira no Período De 1970-2010** (20014). Universidade Federal de Pernambuco. Mestrado em Economia (Dissertação). Recife, 2014.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3–42, 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407–437, 1992.

MARANDUBA JR, N. G.; ALMEIDA, E. S. Análise de convergência espacial dos repasses da lei robin hood; **Economia e Sociedade** 18(3), p. 583–601. 2009.

MARQUETTI, A. A.; BÊRNI, D. A.; MARQUES, A. M. Determinantes dos Diferenciais das Taxas de Crescimento sub-regionais do Rio Grande do Sul nos anos 90. **Revista Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 26, Número Especial, p. 95-116, maio 2005.

MARTIN, M. A. G.; HERRANS, A. A. Human capital and economic growth in Spanish regions. **IAER**, v. 10, n. 4, p. 257-64, 2004.

MASTERS, W. A.; MCMILLAN, M. S. Climate and Scale in Economic Growth. **Journal of Economic Growth**. Volume 6, p.167-186. Set. 2001.

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

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. de. Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. **Economia aplicada**, v. 12, n. 1, p. 151-71, jan./mar 2008.

OLIVEIRA, M. T.; PAIXÃO, A. N. Desigualdades Regionais de Renda e as Variações nos Determinantes do Crescimento Econômico entre os Estados Brasileiros – no Período de 1995 a 2004. **Revista de Economia**, v. 41, n. 1 (ano 39), p. 145-170, jan./abr. 2015

PASCHOALINO, P. A.T.; PARRÉ, J. L.; BERNARDELLI, L. V.; GOBI, J. R. Capital Humano e Desenvolvimento Regional no Estado da Bahia: Uma Análise Espacial Entre os Anos 2000 E 2010. **Revista de Desenvolvimento Econômico – RDE** - Ano XVIII – V. 3 - N. 35 - Dezembro de 2016. Salvador, BA – p. 875 – 902.

REBELO, S. T. (1991): “Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth,” **Journal of Political Economy**, 99(3), 500–521

REY, J. S.; MONTORI, B. D. ‘Us regional income convergence: a spatial econometric perspective’, **Regional Studies** 33(2), 143–156, 1999.

RIBEIRO, E. C.B.A.; ALMEIDA, E.S., Convergência local de renda no Brasil. **Economia Aplicada**. [online]. 2012, vol.16, n.3, pp.399-420

ROMER, PAUL M. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, vol.94, nº 5, 1986.

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **American Economic Review**, v.51, p. 1-17, mar. 1961.

SCHULTZ, T. W. **O valor econômico da educação**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1964.

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S.; PINHO NETO, V. R. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, vol.46, n.3, p.579-608, jul.-set. 2016

SOUZA, M. R. P. de. Análise da variável escolaridade como fator determinante do crescimento econômico. **Revista FAE**, Curitiba, v. 2, n. 3, p. 47-56, set./dez.1999.

VIANA, G.; LIMA, J., F. Capital Humano e Crescimento Econômico. **Interações**, Campo Grande, SP, v. 11, n. 2 p. 137-148, jul./dez. 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna**. 4ª Ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

ANEXO

Tabela A.1. Definição dos Regimes Espaciais

Nº.	Estado	Mesorregião	Número de Municípios	Código	Agregação	Regimes
1	MG	NORTE DE MINAS	89	3102	3102	1
2	MG	JEQUITINHONHA	51	3103	3103	2
3	MG	VALE DO MUCURI	23	3104	3103	
4	MG	TRIANGULO MINEIRO/ALTO PARANAIBA	66	3105	3105	3
5	MG	NOROESTE DE MINAS	19	3101	3106	
6	MG	CENTRAL MINEIRA	30	3106	3106	4
7	MG	OESTE DE MINAS	44	3109	3106	
8	MG	METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE	105	3107	3107	5
9	MG	VALE DO RIO DOCE	102	3108	3108	6
10	MG	SUL/SUDOESTE DE MINAS	146	3110	3110	7
11	MG	CAMPO DAS VERTENTES	36	3111	3112	8
12	MG	ZONA DA MATA	142	3112	3112	
13	ES	NOROESTE ESPIRITO-SANTENSE	17	3201	3201	
14	ES	LITORAL NORTE ESPIRITO-SANTENSE	15	3202	3201	9
15	ES	CENTRAL ESPIRITO-SANTENSE	24	3203	3201	
16	ES	SUL ESPIRITO-SANTENSE	22	3204	3201	
17	RJ	NOROESTE FLUMINENSE	13	3301	3306	
18	RJ	NORTE FLUMINENSE	9	3302	3306	
19	RJ	CENTRO FLUMINENSE	16	3303	3306	10
20	RJ	BAIXADAS	10	3304	3306	
21	RJ	SUL FLUMINENSE	14	3305	3306	
22	RJ	METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO	30	3306	3306	
23	SP	SAO JOSE DO RIO PRETO	109	3501	3501	11
24	SP	RIBEIRAO PRETO	66	3502	3502	12
25	SP	ARACATUBA	36	3503	3504	
26	SP	BAURU	56	3504	3504	13
27	SP	ARARAQUARA	21	3505	3504	
28	SP	PIRACICABA	26	3506	3507	14
29	SP	CAMPINAS	49	3507	3507	
30	SP	PRESIDENTE PRUDENTE	54	3508	3510	
31	SP	MARILIA	20	3509	3510	15
32	SP	ASSIS	35	3510	3510	
33	SP	ITAPETININGA	36	3511	3511	
34	SP	LITORAL SUL PAULISTA	17	3514	3511	16
35	SP	METROPOLITANA DE SAO PAULO	45	3515	3511	
36	SP	MACRO METROPOLITANA PAULISTA	36	3512	3513	17
37	SP	VALE DO PARAIBA PAULISTA	39	3513	3513	

Fonte: Elaboração Própria.

Figura A.1. Mapas da Mesorregiões do Sudeste

