



UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
Faculdade de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-graduação em
Desenvolvimento Econômico

ARIENE DA SILVA SALGUEIRO

O PAPEL DO CAPITAL HUMANO, *SPILLOVERS*
E DIFUSÃO TECNOLÓGICA NO
CRESCIMENTO:
Uma Análise Espacial para Brasil

CURITIBA – PR
2012

ARIENE DA SILVA SALGUEIRO

**O PAPEL DO CAPITAL HUMANO, SPILLOVERS
E DIFUSÃO TECNOLÓGICA NO
CRESCIMENTO:
Uma Análise Espacial para Brasil**

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

Orientador: Prof. Dr. Luciano Nakabashi

Co-orientador: Prof. Dr. Jose Gabriel Porcile Meirelles

Bolsa: REUNI/CAPES

CURITIBA – PR
2012

TERMO DE APROVAÇÃO

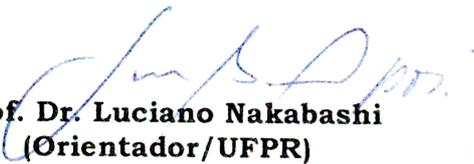
Ariene da Silva Salgueiro

**“O Papel do Capital Humano, Spillovers e Difusão Tecnológica no
Crescimento. Uma análise espacial para Brasil”**

**DISSERTAÇÃO APROVADA COMO REQUISITO PARCIAL PARA
OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRA NO PROGRAMA DE PÓS-
GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA UNIVERSIDADE
FEDERAL DO PARANÁ, PELA SEGUINTE BANCA EXAMINADORA:**



**Prof. Dr. João Basílio Pereima Neto
(PresidenteUFPR)**



**Prof. Dr. Luciano Nakabashi
(Orientador/UFPR)**



**Prof. Dr. Paulo Andrade Jacinto
(Examinador/PUC/RS)**



**Prof. Dr. Adriana Sbicca Fernandez
(Examinador/UFPR)**

04 de maio de 2012

À minha mãe, pois sem ela não seria possível ao menos sonhar com essa conquista.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por ter olhado por mim em todos os momentos da minha vida. E em seguida agradeço à minha mãe Rosalina, e não poderia ser diferente, por sua fibra, seus ensinamentos, seu carinho, seu amor incondicional de mãe, meu maior orgulho nessa vida. Agradeço a minha família, sempre presente.

Ao meu companheiro de todas as horas, Diogo. Talvez faltem palavras para agradecer toda força, apoio, carinho, atenção, e também ensinamentos, correções, textos e puxões de orelha.

Agradeço à família escolhida por mim, minhas amigas Bru, Dani S., Dani H. e Re por me darem suporte nos momentos difíceis, mesmo à distância. E àqueles amigos que estão mais ausentes, mas sempre aparecem para ver como andam as coisas. À vocês Dudu, André, Bruno, pessoal de Araraquara, família de Araraquara. A Karina que me abrigou em Curitiba nos meus primeiros dias e aos seus filhos maravilhosos, Álvaro e Nath. Aos amigos que deixei na república, Taíse, Kim, Van, Monique e Ali. Ao seletivo grupo da You: Sil, Thalita, Elida, Mari, Luiz, Emerson, Martinho, Gy, enfim todos que fizeram meus dias mais agradáveis na correria final.

Já que o assunto é amizade, agradeço aos novos amigos que fiz nestes últimos anos. Especialmente a Ana Elisa, Bia, Helena, Amauri, Pedro, Rafael, Cleiton e Gilberto. Sem a distração e o apoio de vocês com certeza teria sido muito mais difícil. Nossa amizade vai muito além do sofrimento desses dois anos!

Agradeço aos meus orientadores, Luciano e Gabriel pelo apoio, ensinamentos, conversas, questionamentos e esclarecimentos, cada qual a sua maneira (um com pão e manteiga e outro com cocadinhas). Tudo na paz!

Agradeço aos professores que fizeram parte deste corpo acadêmico que contribuíram consideravelmente para a minha formação. Em especial aos Profs. Armando Sampaio, Maurício Bittencourt, Adriana Sbicca, Jair Mendes, Marco Cavalieri, Flávio e Basílio e todos aqueles que não me recordo no momento, mas transmitiram seus conhecimentos. Ainda aos professores da casa, agradeço àqueles com quem convivi graças aos estágios docência, Esteves e Iara Vigo, obrigado pelas conversas e conselhos sensatos. Considero-os exemplos de professores dedicados e éticos! Foi muito bom trabalhar com vocês!

Agradeço imensamente ao professor e vice-coordenador Fernando Motta por tomar frente dos problemas e resolvê-los com praticidade, além de dar atenção aos alunos como se fosse um ente familiar. Muito obrigada por resolver os percalços e não se deixar abater diante das dificuldades! Exemplo de profissional esforçado e comprometido com a responsabilidade!

Ainda dentro do hall de professores, não posso deixar de agradecer ao Prof. Eduardo Almeida pelo estímulo para o desenvolvimento deste trabalho. Aos Profs. Eustáquio Reis, Eduardo Haddad, Alexandre Porsse e Leonardo Monastério pelos comentários e sugestões sobre o trabalho, foram de extrema relevância.

E ainda aqueles que sempre farão parte deste andamento acadêmico, Profs. Jaylson, Cláudia, José Ricardo, Rogério, Alexandre Sartoris e Luciana Togeiro.

Agradeço à secretaria, em especial a Áurea por sua presteza e solidariedade para com a situação alheia, por sempre estar presente na secretaria e contribuir com nossas necessidades burocráticas.

E por último, mas não menos importante, ao financiamento do REUNI/CAPES que foi responsável por esta conquista.

RESUMO

O presente trabalho investiga o papel do espaço, da liderança tecnológica e do capital humano no crescimento dos municípios brasileiros entre 1991 e 2000. O estudo abarca os modelos de Solow-Swan (1956), de Mankiw, Romer e Weil (1992) e o modelo de crescimento endógeno de Benhabib e Spiegel (1994) com o efeito espacial explícito desenvolvido por Pede, Groot e Florax (2008). Esses citados foram estimados no trabalho utilizando econometria espacial. Os resultados obtidos foram de presença de correlação espacial pela estatística do I de Moran, e que capitais físico e humano são extremamente importantes para explicar o crescimento econômico dos municípios brasileiros no período de análise. Os sinais do spillover e do catch-up que foram obtidos, não são os esperados, e apenas o primeiro apresentou-se significativo. Esse resultado indica que os vizinhos não transbordam os benefícios de seu conhecimento ao município de referência, que pode indicar concentração de conhecimento ou a presença de spillovers negativos.

Palavras-chave: Crescimento, Econometria espacial, Catch-up, Capital Humano, Spillover.

JEL: C21; O32; E24

ABSTRACT

The study investigates the role of space, technological leadership and human capital in the growth of Brazilian cities between 1991 and 2000. The models of Solow-Swan (1956), Mankiw, Romer and Weil (1992) and the endogenous growth model with explicit spatial effect developed from the work of Benhabib and Spiegel (1994) and Pede, Groot and Florax (2008) are covered in this work. These models were estimated using spatial econometrics. The results were that the presence of spatial correlation is strongly confirmed by Moran's I test, and physical and human capital are extremely important in explaining economic growth of municipalities in the period of analysis. The signs of spillover and the catch-up are not expected, and only the first was significant. This result indicates that the neighbors do not overflow the benefits of their knowledge to the municipality of reference, which may indicate concentration of knowledge or the presence of negative spillovers.

Keywords: Growth, Spatial econometric, Catch-up, Human Capital, Spillovers.

JEL: C21; O32; E24

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Distribuição cronológica dos estudos espaciais – Literatura Internacional.	12
Gráfico 2	Dispersão de Moran para Renda <i>per capita</i> inicial (ly_0), final (ly_t) e taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> , ($ly_t y_0$)	32
Gráfico 3	Dispersões de Moran	61

LISTA DE MAPAS

Mapa 1	Mapa Quantílico das Taxas de Crescimento da Renda <i>per capita</i> 1991-2000	30
Mapa 2	Mapa de Clusters – Taxa de renda <i>per capita</i> – 1991-2000.	33
Mapa 3	Mapa de Clusters –Capital humano– 1991-2000.	33

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Matrizes de Contiguidade: Queen, Bishop e Rook	27
-----------------	--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Estatística I de Moran	31
Tabela 2	Resultados para os modelos de crescimento Incondicional, Solow e <i>MRW</i> . Estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (<i>MQO</i>).	35
Tabela 3	Resultados para os modelos de crescimento Incondicional, Solow e <i>MRW</i> . Estimados por <i>MQO</i> e <i>MV</i> (<i>SAC</i> e <i>SEM</i>).	38
Tabela 4	Resultados para modelos de crescimento endógeno Benhabib-Spiegel e Benhabib-Spiegel Espacial estimados por <i>MQO</i> e <i>MV</i> (<i>SEM</i>).	42
Tabela 5	Resultados para os modelos de crescimento Incondicional, Solow e <i>MRW</i> Estimados por <i>MQO</i> e GMM (<i>SAR-KP</i>).	45
Tabela 6	Resultado para o modelo de crescimento endógeno Benhabib-Spiegel e Benhabib-Spiegel espacial. Estimados por <i>MQO</i> , GMM (<i>SAR-KP</i>) e <i>MV</i> (<i>SEM</i>).	49

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	01
1. REVISÃO DA LITERATURA DE CRESCIMENTO	04
1.1 Revisão da Literatura Teórica	04
1.1.1 Modelos de crescimento exógeno	04
1.1.2 Modelo de crescimento endógeno	06
1.2 Revisão da Literatura Empírica	12
2. FONTE DOS DADOS E METODOLOGIA	18
2.1 Fonte dos Dados e Formas funcionais	18
2.1.1 Formas Funcionais	18
2.2 Metodologia	19
2.2.1 Estimador <i>SAR</i> de Kelejian e Prucha (1999)	22
2.2.2 Testes	23
2.2.3 Matriz	26
2.3 Interpretação dos Coeficientes Estimados	28
3 SEÇÃO DESCRITIVA	30
4 RESULTADOS	35
CONCLUSÕES	50
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA	52
APÊNDICES	58
APÊNDICE A - Formalização do viés e inconsistência dos estimadores <i>MQO</i> na presença de dependência espacial	58
APÊNDICE B - Formalização dos efeitos marginais dos modelos espaciais	59
APÊNDICE C - Gráficos de Dispersão de Moran	61

INTRODUÇÃO

A teoria sobre crescimento econômico apresenta uma extensa literatura. Diversos estudos recentes têm aplicado teorias tradicionais para se entender o processo de crescimento e para ressaltar a importância deste na melhora do bem-estar social.

Inicialmente, os modelos de crescimento tratavam a função de produção apenas com capital físico, trabalho e tecnologia exógena (SOLOW, 1956). A influência do capital humano não foi introduzida de maneira formal na maior parte dos modelos de crescimento até meados dos anos 80, apesar de ser fundamental para explicar a guinada no crescimento econômico (MANKIW, ROMER, WEIL, 1992). Os desenvolvimentos recentes das teorias do crescimento endógeno foram primordiais, pois assinalaram as externalidades positivas geradas pelo capital humano (ROMER, 1986, 1990; LUCAS, 1988; AGHION, HOWITT, 1993), interferindo de forma positiva no estudo dos determinantes e na trajetória do crescimento econômico. Mas o dinamismo que gira em torno deste elemento nos modelos de crescimento endógeno ainda é pouco explorado na abordagem espacial.

A introdução do capital humano na análise empírica buscou testar a capacidade deste fator de produção na determinação do nível de renda e no crescimento econômico. Fatores como criação e difusão tecnológica, transbordamentos de conhecimentos e mobilidade de fatores são abordados como componentes primordiais para estes processos. Entretanto, os trabalhos empíricos que abordam tais elementos têm, em geral, ignorado os fatores geográficos existentes (dinâmicas regionais, por exemplo). Ainda, deve-se considerar que há uma tendência internacional de tratar os temas relacionados ao crescimento em nível municipal (PEDE, FLORAX, GROOT, 2008).

Muitos trabalhos empíricos têm abordado o crescimento econômico no Brasil, mas poucos tratam de teorias do crescimento contemplando o efeito espacial para todos os municípios brasileiros. Os trabalhos de Magalhães *et al.* (2000), Magalhães (2001) e Silveira Neto (2001), Silveira Neto e Azzoni (2008) empregam dados dos estados brasileiros para estudar a existência de *spillovers* espaciais no crescimento. Pimentel e Haddad (2004), Resende (2005), Monastério e Ávila (2004), Oliveira (2005) e Barreto e Almeida (2008) utilizam dados dos municípios de estados específicos do Brasil, como Minas Gerais, Rio Grande do Sul e Ceará, por exemplo. Resende e Silva (2007) focam nos dados dos municípios da região Sul; e Silva e Resende (2006) nos municípios dos estados de Minas Gerais e

Alagoas. Grande parte dos trabalhos trata da convergência de renda em nível regional ou municipal de forma restrita e não a nível nacional.

Este ensaio visa investigar o papel do espaço, da liderança tecnológica e do capital humano no crescimento econômico. Como base teórica, utilizam-se os modelos de crescimento exógeno de Solow (1956) e de Mankiw, Romer e Weil (1992), em um primeiro momento. Posteriormente, os modelos endógenos de Benhabib-Spiegel (1994) e Benhabib-Spiegel espacial (2008) ¹ foram considerados. O aparato metodológico é focado principalmente no arcabouço espacial utilizando as Áreas Minimamente Comparáveis (AMC)² como alternativa para comparar todos os municípios brasileiros, para o período de 1991 a 2000. A ênfase será dada aos modelos *MRW* (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992) e Benhabib-Spiegel espacial. O primeiro trata da extensão do modelo de Solow ao inserir capital humano, mas desconsiderando o progresso técnico endógeno. O segundo insere ao modelo Benhabib-Spiegel (1994) componentes endógenos espaciais através de *spillovers* de capital humano e difusão tecnológica.

Em suma, as contribuições do presente trabalho podem ser resumidas pelos seguintes pontos. Primeiro, o trabalho considera o papel do espaço no crescimento, ignorado em muitos estudos empíricos. Segundo, além de abordar modelos tradicionais, insere um modelo de crescimento endógeno, em especial, inédito para Brasil (PEDE, FLORAX, GROOT, 2008). Além de tratar de todos os municípios brasileiros como foco de estudo, o que não é comum na literatura empírica de crescimento econômico.

Os resultados obtidos foram de que há relação espacial pelo teste do *I de Moran* e que os capitais físico e humano são relevantes para explicar o crescimento econômico. Os sinais dos coeficientes do *spillover* e do *catch-up* obtidos não foram os esperados. O primeiro deles reflete que os vizinhos não transbordam conhecimento ao município de referência, ou seja, há concentração do conhecimento nos vizinhos. E o último não apresenta sinal significativo.

¹ O modelo Benhabib-Spiegel espacial (2008) é o modelo de Benhabib-Spiegel modificado por Pede, Florax e Groot (2008).

² “O número de municípios brasileiros aumentou de 3.951 em 1970 para 5.507 em 2000. As mudanças nos contornos e áreas geográficas dos municípios devidas à criação de novos municípios impedem comparações intertemporais consistentes de variáveis demográficas, econômicas e sociais em nível municipal. Para isso, é necessário agregar municípios em áreas mínimas comparáveis (AMC). O número de AMCs e os municípios que as compõem variam dependendo do período de análise” (Dicionário de conceitos, Ipeadata.). Em 2000 o número de municípios é de 4.491 enquanto o de AMC é de 4.266, a diferença entre eles é relativamente pequena quando comparada ao número de municípios criados e, portanto, sem diferenciação substancial na divisão territorial.

Além da presente introdução e da conclusão, o estudo está dividido em mais quatro seções. Na primeira seção, apresenta-se uma breve revisão da literatura teórica e empírica. Na segunda seção, apresentam-se as fontes de dados e a metodologia utilizada. Na terceira, uma breve seção descritiva dos dados e por último, os resultados estimados e a interpretação dos mesmos.

1. REVISÃO DA LITERATURA DE CRESCIMENTO

1.1 Revisão da Literatura Teórica

Uma revisão da literatura teórica dos modelos de crescimento é realizada para fundamentar a análise empírica do presente trabalho. Essa síntese considera os modelos tradicionais de crescimento exógeno e aqueles que diferenciam o impacto do capital humano no crescimento endógeno.

1.1.1 Modelos de crescimento exógeno

O modelo de Solow (1956) é o modelo de referência da teoria de crescimento exógeno. Uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala é assumida para explicar o crescimento via acumulação dos fatores de produção capital físico (K), trabalho (L) e tecnologia ou eficiência do trabalho (A). Tal função é apresentada na equação (1).

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

onde α e $(1 - \alpha)$ são as elasticidades do produto em relação aos insumos capital físico e trabalho efetivo e Y é a renda. A elasticidade do produto em relação à tecnologia é a mesma do fator trabalho. O número de unidades efetivas de trabalho, $A(t)L(t)$, cresce à taxa $(n+g)$. A razão capital-trabalho no estado estacionário é positivamente relacionada à taxa de poupança e negativamente relacionada ao crescimento populacional³.

O modelo assume que os fatores de produção são remunerados de acordo com seu produto marginal. A renda *per capita* (y) no estado estacionário é dada por (2):

$$\ln y = \ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(t) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (2)$$

onde s_k representa a fração de renda investida em capital físico, sendo o restante consumido. O capital se deprecia a uma taxa constante δ ; a população cresce à taxa n e a tecnologia a uma

³ O modelo Incondicional é assim denominado por não condicionar o crescimento da renda *per capita* às variáveis exógenas como capital físico, trabalho, capital humano ou quaisquer variáveis endógenas. Neste modelo a renda *per capita* é modelada em função apenas da renda *per capita* inicial (y_0).

taxa constante e exógena g , sendo que esta última é tratada pelo modelo como um bem público.

A poupança afeta o nível do produto, mas não a taxa de crescimento do produto *per capita* no estado estacionário. Apenas alterações nas taxas de progresso tecnológico são capazes de afetar o crescimento no modelo de Solow, enquanto as demais mudanças apresentam efeitos temporários na taxa de crescimento e permanentes no nível da renda *per capita*.

No estado estacionário, a razão capital-produto é uma constante e o estoque de capital se expande a taxa $n+g$. Considerando dados os parâmetros do modelo, os retornos marginais decrescentes dos fatores de produção implicam na hipótese de convergência condicional no modelo de Solow e, portanto, a acumulação de capital não seria responsável pelo crescimento de longo prazo. Assim, de acordo com as implicações do modelo, haverá convergência condicional da renda *per capita* dos países ou municípios para o estado estacionário.

Mankiw, Romer e Weil (1992) (*MRW*) argumentam que as variáveis utilizadas e as direções propostas por Solow realmente influenciam a renda *per capita*, e que a depreciação efetiva do capital, a taxa de poupança e o fator trabalho explicam mais da metade da variação da renda *per capita* entre os países. Tais autores não negam que Solow assumiu o efeito correto das variáveis taxa de poupança e crescimento populacional sobre a renda *per capita*. Contudo, os autores contestam a magnitude desse efeito, sendo subestimada no modelo original pela não inclusão do capital humano.

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

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

onde α e β são, respectivamente, as elasticidades do produto em relação aos capitais físico e humano. A inclusão da variável capital humano reduz o efeito da poupança e do crescimento populacional sobre a renda. O modelo expandido pelos autores foi capaz de explicar 80% da variação da renda *per capita* entre os países. Formalmente, com a inserção do capital humano, tem-se que a evolução da economia pode ser dada por:

$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + g + \delta)k_t \quad (4)$$

$$\dot{h}_t = s_h y_t - (n + g + \delta)h_t$$

onde k_t , h_t e y_t são capital físico, capital humano e renda, em unidades de eficiência. Definindo s_k e s_h como frações constantes do rendimento investido em capital físico e capital humano, a situação de estado estacionário pode ser dada por:

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (5)$$

$$h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)}$$

Substituindo (5) na função de produção (3) e tirando o \ln , tem-se:

$$\ln y = \ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(t) + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (6)$$

onde s_h representa a fração de renda investida em capital humano. Outra forma de estimar, que será a utilizada no presente trabalho, é pelo nível de capital humano h^* como segue:

$$\ln y = \ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(t) + gt - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h^*) \quad (7)$$

onde h^* o nível de capital humano ($h = H/AL$).

Primeiramente, pode-se observar que uma maior taxa de investimento nos capitais físico e humano ou uma menor taxa efetiva de depreciação do capital levam a um maior nível de renda *per capita* no estado estacionário. Assume-se que há uma relação positiva entre renda *per capita* e capital humano. Desse modo, percebe-se que a acumulação de capital e a depreciação efetiva do capital têm grande impacto na renda quando a acumulação de capital humano é considerada. Mas como a acumulação de capital humano está correlacionada com a taxa de poupança e ao crescimento populacional, a omissão da variável de capital humano torna as estimativas tendenciosas e inconsistentes, pois o termo de erro passa a ser correlacionado com os regressores. Então, a presença de capital humano reduz o impacto do capital físico sobre a renda.

A seguir trata-se do modelo de crescimento endógeno.

1.1.2 Modelo de crescimento endógeno

As novas teorias de crescimento surgiram predominantemente na década de 1980 visando ampliar o escopo de estudo, pois os modelos tradicionais tratavam a renda *per capita* de longo prazo como função do progresso tecnológico exógeno. A teoria do crescimento

endógeno inova ao pressupor retornos crescentes e, introduz modelos formais que consideram as forças econômicas existentes por trás do progresso tecnológico. Tal teoria ressalta a importância da inclusão do capital humano no processo de inovação tecnológica e, portanto, como elemento-chave para a compreensão do crescimento econômico de longo prazo. Nos modelos dessa linha teórica, o crescimento é produto das forças econômicas endógenas ao sistema de mercado descentralizado.

É intuitivo pensar que as pessoas possuem habilidades adquiridas e conhecimentos em proporções diferentes. Entretanto, não é natural considerar que tais habilidades configuram-se como uma forma de capital. Mincer (1958); Schultz (1960, 1961, 1962) e Becker (1962) são os pioneiros na concepção da “teoria do capital humano”.

Mincer (1958) foi motivado pelo interesse no funcionamento da dinâmica da renda entre os indivíduos para descobrir os motivos da desigualdade de renda. O autor percebeu que a distribuição de ganhos (um reflexo das diferenças entre as profissões) é função da formação dos indivíduos. Tal formação depende das escolhas de cada um em relação ao investimento em capital humano, no qual tal investimento está sujeito à livre escolha. Logo, pressupõe-se que o agente racional maximizador deve considerar o tempo e os recursos utilizados no investimento em capital humano como um adiamento do retorno atual. A conclusão é que os rendimentos variam de acordo com as diferentes ocupações, idades e escolhas acerca do investimento em capital humano.

Schultz (1961) foi fundamental para o estudo de investimento em educação como uma forma de capital (capital humano). Na literatura, os agentes eram tratados como um somatório de indivíduos com as mesmas dotações de habilidade e conhecimento. Schultz (1961) apresentou evidências de que existe uma relação entre crescimento econômico e investimento em capital humano. O autor também discute as diferenças de retornos entre indivíduos que trabalham no campo e nas cidades, entre os jovens e os mais velhos, e o motivo da maior intensidade da migração dentre os mais jovens.

Schultz (1962) argumenta que a razão capital-produto é decrescente quando o capital humano não é contabilizado, mas torna-se constante quando esta forma de capital é considerada. Ou seja, a quantidade de capital humano é crescente em relação ao produto, o que sugere grande importância desse fator no processo de crescimento econômico⁴.

⁴ Segundo Schultz (1962): “The hypothesis here advanced is that the inclusion of human capital will show that the ratio of all capital to income is not declining. Producer goods – structures, equipment and inventories – a particular stock of capital has been declining relative to income. Meanwhile, however, the stock of human capital has been rising relative to income. If the ratio of all capital to income remains essentially constant, then

Gary Becker (1962) ampliou os horizontes de pesquisa econômica ao sugerir que o investimento em capital humano se assemelha ao investimento em capital físico ao proporcionar retornos econômicos. Adicionalmente, a acumulação de capital humano incorre em benefícios no longo prazo e reduz a pobreza (NETO, 1993). A grande contribuição de Becker foi a estrutura analítica empreendida para entender o comportamento dos indivíduos a partir da maximização da utilidade e de indivíduos racionais. Becker (1962) assume que as pessoas manifestam suas escolhas de forma racional para maximizar suas utilidades pessoais, respondendo fortemente aos incentivos econômicos.

Uzawa (1965) considerando a importância do capital humano introduz as habilidades humanas na função de produção, assume que todo conhecimento tecnológico está embutido na mão de obra, e constrói um modelo de crescimento de longo prazo. É o primeiro modelo que apresenta como o crescimento a uma taxa endógena pode ser obtido a partir de um modelo neoclássico⁵. A partir de uma função linear Cobb-Douglas o autor descreve a acumulação de capital humano enfatizando que trabalhadores mais habilitados, com maior capital humano, são capazes de realizar o mesmo trabalho, com o mesmo capital físico, e produzir um produto final maior que aqueles com menor preparo ou capital humano inferior.

As teorias do crescimento endógeno evoluíram a partir dos anos 1980. As relações entre capital humano e crescimento econômico podem ser diversas, com efeitos diretos e/ou indiretos, como se pode verificar nos resultados dos trabalhos de Romer (1990), Benhabib e Spiegel (1994), Hall e Jones (1999), Easterlin (1981), Barro (1991), e Barro e Lee (2001).

O desenvolvimento das economias passa a ser função do investimento em conhecimento (via pesquisa e desenvolvimento) e do investimento em capital humano. Dessa forma, o país que tem o maior nível de produção, renda, consumo e desenvolvimento é aquele que investe na capacitação de sua força de trabalho em condições suficientes para promover o desenvolvimento tecnológico.

A literatura que trata dessa relação entre capital humano e crescimento econômico pode ser dividida entre os impactos regidos através do resultado da inovação (LUCAS, 1988; ROMER, 1990; AGHION, HOWITT, 1992) e a influência da difusão tecnológica (NELSON,

the unexplained economic growth which has been so puzzling originates mainly out of the rise in the stock of human capital". (Schultz, 1962, p. 1).

⁵ Contudo, o modelo de Uzawa (1965) analisou apenas trajetórias ótimas e não trajetórias de equilíbrio competitivo, dessa forma, ele deixa de enfrentar o problema de como compensar as atividades que provocam o crescimento de A em um modelo com retornos crescentes (FERREIRA e ELLERY, 1996).

PHELPS, 1966; BARRO, SALA-I-MARTIN, 1997; KELLER, 2004; BENHABIB, SPIEGEL, 2002; NAKABASHI, FIGUEIREDO, 2008).

No longo prazo, o progresso tecnológico é essencial para o crescimento e o nível de renda. Caso o país não seja inovador, seu crescimento pode ser estimulado pela difusão tecnológica (*catch-up*) ou pelo efeito dos transbordamentos de inovações externas (*spillovers*). Este último se inicia quando um novo produto é inserido no mercado, por exemplo. Assim, potenciais inovadores obtêm informações sobre tal produto e passam a realizar esforços de pesquisa para desenvolvê-lo ou melhorá-lo. Os *spillovers* promovem a continuidade do progresso tecnológico e facilitam as inovações. Por outro lado, o *catch-up* compreende a capacidade que uma economia tem em adotar tecnologias externas e em realizar esforços para a modernização de processos de produção. Todos os desencadeamentos enfatizam o papel do capital humano como fator principal para o sucesso econômico (progresso tecnológico via inovação ou difusão).

Como proposto por Romer (1986, 1990) e Jones (1995), o crescimento via inovação pode ser determinado, entre outros fatores, pela quantidade de trabalho alocada em atividades de pesquisa e desenvolvimento (*P&D*). Ressalta-se que o capital humano é o fator primordial na atividade de pesquisa e desenvolvimento, como enfatizado por Aghion e Howitt (1998).

Nelson e Phelps (1966) observam que o capital humano exerce influência no crescimento econômico como agente facilitador da difusão tecnológica. Quanto maior o nível médio de capital humano, maior será a facilidade em copiar e adotar uma tecnologia existente em outras regiões (difusão tecnológica). A partir desse modelo, os autores encontram que os retornos dos gastos em capital humano são positivos se a tecnologia está em constante progresso.

Em um estudo empírico, Benhabib e Spiegel (1994) encontram evidências de que o capital humano pode afetar o crescimento da renda por dois canais distintos. Esses canais são pela difusão tecnológica, e a melhora da capacitação da força de trabalho (efeito direto do capital humano), corroborando o resultado de Nelson e Phelps (1966).

No presente trabalho, o modelo de Benhabib e Spiegel (1994), expandido para uma versão espacial por Pede, Florax e Groot (2008), é tratado para captar os efeitos indiretos do capital humano sobre o crescimento econômico. A função de produção é uma Cobb-Douglas. A partir desta equação, toma-se o logaritmo das diferenças e tem-se a relação para o crescimento no longo prazo com tempo de 0 até T :

$$\log \left[\frac{y_T}{y_0} \right] = \log \left[\frac{A_T(H_T)}{A_0(H_T)} \right] + \alpha \log \left[\frac{K_T}{K_0} \right] + \beta \log \left[\frac{L_T}{L_0} \right] + \log \left[\frac{\varepsilon_T}{\varepsilon_0} \right] \quad (8)$$

$$(\log y_T - \log y_0) = [\log A_T(H_t) - \log A_0(H_t)] + \alpha(\log K_T - \log K_0) + \beta(\log L_T - \log L_0) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0) \quad (9)$$

A variação do nível de tecnologia depende do efeito “*catch-up*” (que é função da distância do município i para o líder tecnológico em termos de renda *per capita*) e do nível de capital humano que está disponível em i para adotar as ideias e tecnologias existentes. Esta variação do nível de tecnologia pode então ser dada por (10):

$$[\log A_T(H_t) - \log A_0(H_t)]_i = c + gH_i + mH_i \left[\frac{y_{max} - y_i}{y_i} \right] \quad (10)$$

onde c representa o progresso tecnológico exógeno; i ($i = 1, 2, \dots, n$) é o índice para cada um dos municípios; y_{max} se refere a renda *per capita* do líder tecnológico (ou seja, a região com maior renda *per capita*), g e m são, respectivamente, os efeitos do capital humano e do termo *catch-up* no progresso tecnológico; gH_i representa o progresso tecnológico endógeno associado à habilidade de uma região em inovar tecnologicamente; e $mH_i[(y_{max} - y_i)/y_i]$ representa a difusão da tecnologia.

A determinação da variação no nível de tecnologia pode ser entendida por dois fatores endógenos, como pode ser visto na equação (10). O primeiro é o efeito do nível de capital humano que afeta a inovação endógena. E o segundo é um termo interativo envolvendo o nível de capital humano e o hiato tecnológico de uma região (de um país, por exemplo) que está relacionado ao processo de *catch-up*. No caso de o nível de capital humano ser dado, a existência do termo *catch-up* sugere que as taxas de crescimento da produtividade total dos fatores são mais aceleradas naquelas regiões que apresentam menores níveis de produtividade iniciais (desde que m seja positivo).

Pede, Florax e Groot (2008) introduziram um efeito *spillover* espacial para o estoque de capital humano e um efeito proximidade no termo *catch-up*. Assim, a variação de tecnologia de uma determinada região pode ser expressa da seguinte forma:

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

onde um município j com uma distância específica d_{ij} ao município i é incluído na área de influência $J_i(d)$ para o efeito de *spillover* espacial do capital humano⁶ e $d_{i,max}$ representa a distância geográfica da região i em relação ao líder tecnológico. O coeficiente r está associado à acumulação de capital humano nas regiões vizinhas, ou seja, o efeito de transbordamento (*spillover*) de um município para outro, enquanto m está associado ao efeito de *catch-up* do município i .

Basicamente, três termos afetam o crescimento da tecnologia. O primeiro deles é o efeito doméstico do nível de capital humano que interfere no processo de inovação. Como o efeito do capital humano varia no espaço, há a necessidade de corrigi-lo de acordo com a proximidade tecnológica e geográfica com relação ao líder e, por isso, outros dois termos são incluídos. O efeito de *spillover* espacial contagioso afeta a variação tecnológica de acordo com o nível de capital humano dos vizinhos; e quanto menor a distância, maior o contágio⁷. O terceiro termo é o efeito *catch-up*. Tal efeito é uma função da magnitude do hiato da produtividade em relação ao líder tecnológico (PEDE, FLORAX, GROOT, 2008).

O efeito da difusão tecnológica hierárquica tem uma relação estrita com o hiato tecnológico e as diferenças de capital humano entre os municípios e o líder tecnológico, como pode ser visto pelo último termo da equação (11). A inclusão do efeito dos *spillovers* espaciais considerando as distâncias leva à reação contagiosa. Assim, os efeitos marginais do capital humano passarão a depender da localização dos municípios relativamente aos seus vizinhos e ao líder tecnológico. O modelo completo pode ser representado pela equação (12):

$$(\log y_T - \log y_0) = \left\{ c + gH_i + r \sum_{j \in J_i(d)} \frac{1}{d_{ij}} H_j + m \frac{H_i}{d_{i,max}} \left[\frac{y_{max} - y_i}{y_i} \right] \right\} + \alpha (\log K_T - \log K_0) + \beta (\log L_T - \log L_0) + (\log \varepsilon_T - \log \varepsilon_0) \quad (12)$$

A seguir faz-se uma breve revisão da literatura empírica.

⁶ O termo *spillover* é colocado nas especificações simplificada como WH.

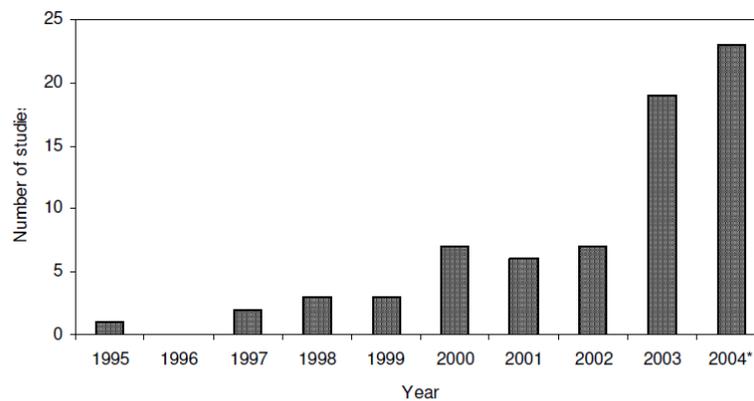
⁷ Segundo a equação (11) a variação tecnológica se modifica com os *spillovers*, e estes por sua vez, são função do capital humano dos vizinhos. O argumento presente por trás deste raciocínio infere que isso ocorre porque a acumulação de capital humano funciona como um agente facilitador na geração de novas tecnologias (NELSON; PHELPS, 1966). É mais fácil se ter desdobramentos da variação tecnológica quando se está cercado por regiões potenciais.

1.2 Revisão da Literatura Empírica

As teorias de crescimento econômico vêm se diversificando e ampliando as especificações a serem estimadas. Adicionalmente, os métodos econométricos também apresentam inovações, elevando as possibilidades de estimação e de emprego de um método mais adequado para lidar com um determinado problema. Nesta seção será apresentada uma breve revisão empírica sobre crescimento e a análise espacial.

O papel do espaço no crescimento econômico tem sido estudado crescentemente pela literatura internacional no período recente, como pode ser visto pelo *Gráfico 1*. Muitos trabalhos abordando o processo de crescimento e o fenômeno da convergência de renda, como por exemplo, Rey e Montouri (1999), Fingleton (1999), Lall e Yilmaz (2001), Dall’erba e Le Gallo (2004), dentre outros que estarão presentes ao longo desta seção.

Gráfico 1 – Distribuição cronológica dos estudos espaciais – Literatura Internacional



* Forecast for 2004 calculated using observations from January-August 2004.

Fonte: Abreu *et al* (2005).

Os canais predominantes através do qual a localização afeta o crescimento dentro da literatura espacial são: a difusão tecnológica ou *catch-up*; os transbordamentos ou *spillovers*; os clubes de convergência e; a heterogeneidade espacial. Parcela considerável dos estudos foca na estimação da combinação dos modelos de defasagem espacial, erro espacial e de regimes espaciais (ABREU *et al.*, 2005).

Em um **modelo de defasagem espacial**, a taxa de crescimento da renda *per capita* de um município depende da taxa de crescimento da renda *per capita* de seus vizinhos. Já em um **modelo de erro espacial**, a dependência espacial é restrita ao termo de erro, ou seja, a variável dependente defasada estará presente no termo de erro da regressão e, portanto, haverá algum sinal de correlação espacial no termo de erro.

Os **regimes espaciais**, por sua vez, fazem parte da chamada Análise Exploratória de Dados Espaciais (*AEDE*), que é designada como um conjunto de técnicas direcionadas à descrição dos dados de forma a expor as distribuições e as heterogeneidades espaciais. O regime espacial especificamente regionaliza a área de estudo em sub-regiões, ou seja, são gerados diferentes tipos de variabilidade espacial de acordo com a variável estudada. Um exemplo seria o uso de regimes espaciais para índices de exclusão, o que gera gráficos que auxiliam na visualização de como se dá o efeito da variável no espaço.

As contribuições empíricas com base nos efeitos espaciais têm apresentado interesse crescente, em particular, em modelos que focam na difusão tecnológica e nos efeitos de transbordamento ou *spillovers*. Os trabalhos empíricos dão ênfase aos EUA e a Europa como unidades de análises. Os artigos referentes aos EUA focam no crescimento regional norte-americano. Já os trabalhos destinados à investigação da Europa foram estimulados pela integração europeia. Concentrando suas análises principalmente nas disparidades regionais da União Europeia (ROBERTS, SETTERFIELD, 2007)⁸.

Dall’erba e Le Gallo (2004)⁹ investigam regiões do centro e da periferia da União Europeia, estimando o impacto dos fundos estruturais no processo de convergência entre 145 regiões da Europa de 1989 a 1999. Este estudo destaca que grande parte destes fundos que financiam a infraestrutura de transporte induz a realocação das indústrias, mas não necessariamente a redução das desigualdades regionais. No estudo mencionado acima, o impacto destes fundos (incluindo os efeitos dos *spillovers*) foi estimado utilizando econometria espacial em um modelo de β convergência condicional¹⁰. Posteriormente, uma simulação do impacto sobre a periferia e todas as outras regiões foi realizada. O resultado expõe a existência de convergência nas regiões de periferia, mas não nas regiões centrais. E ainda que os efeitos estimados de *spillovers* das regiões periféricas foram pequenos.

López-Bazo et al. (2004, *apud* Abreu *et al.*, 2005) estudam a difusão tecnológica a partir de dados da União Europeia. O trabalho assume que a tecnologia de cada região

⁸ Ver Robert e Setterfield (2007) para maiores informações.

⁹ Um trabalho mais recente dos autores ressalta a importância do uso da econometria espacial com o foco nas disparidades da produtividade do trabalho na Europa. Ver Le Gallo e Dall’erba (2006).

¹⁰ A convergência condicional é caracterizada por um único equilíbrio global estável. Para analisar o processo de convergência condicional consideram-se variáveis que podem ser importantes para explicar a taxa de crescimento, como capital físico, por exemplo. Por isso, aqueles países que são idênticos em sua estrutura e, portanto em seus sistemas dinâmicos, convergem para o equilíbrio global estável. Choques transitórios afetam a renda apenas no curto prazo (GALOR, 1996). Ou seja, as economias tendem a diferentes estados estacionários de acordo com suas próprias características.

depende da tecnologia de seus vizinhos respectivos e dos seus estoques dos capitais humano e físico. Os resultados encontrados apontam que a difusão tecnológica é restrita pelas fronteiras dos países ou é mais significativa quando a distância é limitada.

Erthur *et.al.*(2006) investigam a heterogeneidade e a dependência espaciais para dados *cross section* de 138 regiões da Europa entre 1980 e 1995. A conclusão apontou efeitos *spillovers* espaciais da renda altamente significativos. A taxa média de crescimento do PIB *per capita* de uma região afeta positivamente a taxa média do crescimento do PIB *per capita* de seus vizinhos. O uso de regimes espaciais enfatizou a existência de dependência e heterogeneidade espaciais, e que o processo de convergência apresenta divisão de dois regimes denominados de norte e sul.

Ainda se tratando de Europa, o estudo de Fingleton (1999) investiga 108 regiões da União Europeia a partir de uma análise *cross section* para o período de 1980 a 1996. Neste trabalho há a incorporação de *spillovers* espaciais explicitamente para investigar a questão da convergência de renda entre estados. Os resultados apontam para a existência de convergência ao se considerar os *spillovers*.

Lall e Yilmaz (2001, *apud* Abreu *et al.* 2005) estudaram o efeito dos *spillovers* de capital humano a partir de dados dos EUA com um modelo de convergência condicional. O modelo escolhido tem fundamento teórico e considera a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). O resultado aponta que os níveis de capital humano são correlacionados espacialmente. Os autores encontram que os *spillovers* de capital humano são importantes para explicar as diferentes rendas e também a convergência entre os estados dos EUA.

O efeito de *spillover* pode ser encontrado ainda nos estudos de Easterly e Levine (1998), em que tal efeito se dá em forma de uma variável dependente de defasagem espacial, ou seja, a taxa de crescimento média dos vizinhos é incluída diretamente como uma variável explicativa. Apesar de não fazerem uso explícito de econometria espacial, os autores alcançam um resultado interessante sobre as implicações das políticas do efeito multiplicador. Caso uma região melhore uma variável como capital humano, por exemplo, todas as demais regiões se beneficiarão via *spillovers*. Se todas as regiões aumentarem simultaneamente o capital humano, o efeito observado terá um impacto ainda maior.

Abreu *et al.* (2005) constatou que cerca de 11% de todos os estudos derivam as formas funcionais utilizadas nas análises empíricas diretamente da teoria econômica. Um deles é o de Pede, Florax e Groot (2008), referência para o presente trabalho. Eles utilizam técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais e de estimação *cross-section* em econometria espacial para investigar o papel do espaço, da liderança tecnológica, e do capital

humano no crescimento dos municípios dos EUA, de 1969 a 2003. Os autores estimaram, por *MCO* e via GMM espacial, os modelos de crescimento de Solow (1956) e aumentado de Mankiw, Romer e Weil (1992). Os autores também incorporaram regimes espaciais para estudar *clusters* de alta e baixa renda, no último modelo. Depois compararam os resultados destes com a versão espacial do modelo de crescimento endógeno de Benhabib e Spiegel (1994) e do modelo com regimes espaciais. Os resultados encontrados pelos autores favorecem a ideia de que o capital humano afeta a renda pelos canais tradicionais, como aqueles ressaltados por Mankiw, Romer e Weil (1992). No modelo de crescimento endógeno há a predominância dos efeitos do capital físico e da difusão tecnológica em comparação aos efeitos do capital humano “doméstico” (exceto em regiões de alta renda). Nessas regiões, o investimento em capital humano também contribui para o aumento da capacidade inovativa doméstica.

Rey e Montouri (1999) inserem a metodologia espacial para o estudo da teoria do crescimento neoclássica captando explicitamente a presença de *spillovers* espaciais. O trabalho utiliza dados para os 48 estados norte-americanos, no período de 1929 a 1994. Os resultados apontam para fortes padrões de autocorrelação espacial, conduzindo a evidências de *spillovers* espaciais.

Para o Brasil, há diversos trabalhos regionais que buscam explicar o crescimento regional. Monastério e Ávila (2004) utilizam econometria espacial para analisar o crescimento econômico do Rio Grande do Sul via análise exploratória de dados espaciais e modelos de erro e defasagem espaciais. Eles conseguem identificar onde estão localizadas as áreas de maior e de menor crescimento. As regiões da Serra se sobrepõem aquelas da Campanha, no que tange ao crescimento. Este foi um dos primeiros estudos brasileiros a utilizar uma longa série de dados de PIB *per capita* (1939-1980) para áreas minimamente comparáveis (AMC). Os resultados indicam a existência de autocorrelação espacial positiva nos valores do PIB, ou seja, os municípios ricos (pobres) possuem vizinhos ricos (pobres). Os testes realizados apontaram também que as estimações com econometria espacial são mais adequadas do que as estimações padrão; e há sinais de que o modelo de erro espacial é o mais adequado.

Oliveira (2005) estuda os determinantes do crescimento econômico das cidades cearenses na década de 1990. O autor utiliza na estimação o modelo de *defasagem espacial* considerando a presença de externalidades espaciais. Os resultados indicam que não há convergência das rendas *per capita* nas cidades cearenses para o período estudado. Vale destacar o papel do capital humano e da urbanização na criação de externalidades positivas (*spillovers*) neste trabalho.

Resende (2005) estuda a dinâmica do crescimento do PIB *per capita* dos municípios de Minas Gerais e a influência das externalidades espaciais sobre ela. O período de investigação compreende 1991 a 2000 e o objetivo do trabalho é analisar as variáveis que determinam o crescimento e os efeitos de transbordamentos das mesmas para os municípios vizinhos. Os principais *spillovers* espaciais encontrados foram sobre nível de renda *per capita* inicial, infraestrutura, grau de escolaridade, densidade populacional e taxa de mortalidade infantil.

Barreto e Almeida (2008) utilizam análise em painel com efeitos fixos considerando o papel do espaço para estudar o impacto do capital humano no crescimento econômico e na convergência de renda dos municípios do Estado do Ceará, entre 1996 e 2003. Os resultados mostram que há convergência condicional e que o capital humano apresenta importância sobre o crescimento e sobre a convergência de renda *per capita* nos municípios cearenses.

Resende e Silva (2007) analisam os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho e se há autocorrelação espacial destas. O estudo é realizado para 594 municípios da região sul do Brasil, entre 1991 e 2000. Os autores utilizaram modelos espaciais e encontraram forte correlação espacial, ou seja, municípios com altas (baixas) taxas de crescimento da renda eram vizinhos de municípios com altas (baixas) taxas de crescimento da renda do trabalho. A partir dos resultados de um modelo de erro espacial foi verificada a ocorrência de *spillovers* de crescimento, e que a escolaridade e urbanização respondem positivamente ao crescimento da renda do trabalho.

Silveira Neto (2001) utiliza modelos de econometria espacial para analisar os estados brasileiros no período de 1985 a 1997. Ele encontra a presença de *spillovers* de crescimento. Ou seja, as economias estaduais estão interligadas ao desempenho de seus vizinhos. É constatado que a localização estadual é um importante condicionante para o crescimento econômico do Estado.

Magalhães *et al.* (2000) avalia a dependência espacial e a convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros para o período de 1970 a 1995. Os resultados apontam que os efeitos espaciais são extremamente relevantes. Portanto, modelos de crescimento econômico que utilizam dados para os estados brasileiros, e que ignoram os efeitos espaciais, podem sofrer de problemas decorrentes de má especificação.

Silva e Resende (2006) partem para uma análise diferenciada ao comparar dados de municípios de dois Estados: Minas Gerais; e Alagoas; no período de 1991 a 2000. Os resultados apontam que os determinantes do crescimento de um estado relativamente rico são diferentes dos determinantes de um estado relativamente pobre.

Stampe; Porsse; Portugal (2011) estudam o impacto das recentes alterações demográficas sobre o crescimento econômico no Brasil através de *AEDE*. As *AMCs* do Brasil são utilizadas para o período de 1991 a 2000. Os resultados apontam que as características demográficas também podem ser um componente relevante para a compreensão do padrão de desigualdade regional e de convergência de renda no Brasil.

Portanto, esta síntese da literatura empírica buscou retratar o aumento no uso de métodos espaciais para testar as teorias de crescimento. Um dos focos para os estudos de crescimento é abordar o papel das externalidades e/ou *spillovers* espaciais. No entanto, a literatura empírica que tem como base modelos de crescimento econômico e que emprega métodos de econometria espacial trata pouco dos municípios brasileiros considerados em conjunto, sendo que a análise empírica é voltada a questões estaduais ou regionais dentro da federação.

2. FONTE DOS DADOS E METODOLOGIA

2.1 Fonte dos Dados e Formas funcionais¹¹

Os dados referem-se aos anos de 1991 e de 2000 para as 4266 unidades de áreas minimamente comparáveis (AMC)¹² do Brasil em termos de 1991. Os dados do PIB municipal, da população e renda *per capita* foram retirados da base do IBGE. Os dados para capital físico, capital humano foram retirados do IPEA. A *proxy* utilizada para mensurar a variável capital humano é dada pelos anos médios de escolaridade da população acima de 25 anos, como visto em Barro e Lee (2001) e Nakabashi e Figueiredo (2008). A variável de estoque de capital físico baseia-se no capital residencial total médio como *proxy*. A renda *per capita* é medida pelo valor total dos rendimentos recebidos.

A fração investida em capital físico da renda (s_k) é construída pela divisão do investimento médio residencial *per capita* pelo PIB *per capita* médio. Já o capital humano (h^*) é obtido simplesmente pela média dos anos de estudo final e inicial.

O líder tecnológico é representado por São Paulo por possuir o maior nível de renda *per capita* médio. O *catch-up* foi construído de acordo com a equação (12), presente na próxima seção, com base na distância euclidiana¹³. O *spillover* foi obtido pela defasagem espacial da variável de capital humano, ou seja, pela multiplicação da variável capital humano com a matriz de vizinhança. A seguir, detalham-se as formas funcionais e metodologia empregada no trabalho.

2.1.1 Formas Funcionais

Para analisar a relação existente entre o capital humano e o crescimento econômico serão utilizados modelos que consideram tal relação e que omitem a mesma. Os modelos que consideram tal relação são os de Mankiw, Romer e Weil (1992) – que retrata a relação direta entre capital humano e crescimento – e de Benhabib e Spiegel (1994) – que aborda as relações indiretas. Além disso, os modelos de crescimento Incondicional e de Solow (1956) que

¹¹ Os softwares utilizados no presente trabalho são Geoda, Ipeageo e R.

¹² Para mais informações sobre o método utilizado na compilação dos dados dos municípios vide o sítio do [ipeadata](http://ipeadata.org).

¹³ A distancia euclidiana foi mensurada da seguinte forma:

$$\sqrt{(\text{centróide}X_{\text{São Paulo}} - \text{centróide}X_{\text{Município } i})^2 + (\text{centróide}Y_{\text{São Paulo}} - \text{centróide}Y_{\text{Município } i})^2}$$

omitem a relação entre o capital humano e crescimento. As estimações serão realizadas por *MQO* e também aplicando técnicas de econometria espacial para os mesmos modelos.

A primeira parte do exercício econométrico segue a especificação de *MRW* dada por:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) - \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(h^*) + \varepsilon \quad (13)$$

onde y_t é renda *per capita* final; y_0 a renda *per capita* inicial; s_k a fração da renda investida em capital físico; $(n + g + \delta)$ representa a depreciação efetiva do capital e $(g + \delta)$ é considerado constante; h^* é o nível de capital humano.

A forma funcional de *MRW* é o caso geral. Os modelos Incondicional e de Solow são obtidos, respectivamente, a partir das restrições $\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ e $\beta_4 = 0$.

A segunda especificação utilizada é a versão espacial do modelo de Benhabib e Spiegel (1994) com as alterações realizadas por Pede, Florax e Groot (2008), dada por (14):

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{K_t}{K_0}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{L_t}{L_0}\right) + \beta_3 H_i + \beta_4 \sum_{j=1}^J \frac{1}{d_{ij}} H_j + \beta_5 \frac{H_i}{d_{i,max}} \left[\frac{y_{max} - y_i}{y_i} \right] + \varepsilon_t \quad (14)$$

onde β_1 é o coeficiente relacionado à variável capital físico; β_2 é o coeficiente associado ao trabalho e β_3 ao capital humano. As variáveis associadas aos coeficientes β_4 e β_5 são, respectivamente, o *spillover* de capital humano e o efeito de *catch-up*, os elementos espaciais explícitos. A equação é estruturada de forma que o estoque de tecnologia regional aumente mais intensamente quando se considera a proximidade geográfica.

2.2 Metodologia

O método de regressão linear clássico depende de algumas propriedades fundamentais que podem não ser compatíveis com as características dos dados. Uma suposição desse método é a estrita exogeneidade que impõe a não correlação entre as variáveis explicativas e o termo de erro. Esta propriedade é necessária à obtenção de estimadores não tendenciosos e consistentes. Outro importante pressuposto assume que as observações devem ser independentes e igualmente distribuídas (*i.i.d.*). E ainda que o erro deva ser homocedástico, para levar a estimadores eficientes.

O emprego de modelos econométricos tradicionais na análise de questões que envolvem algum componente espacial possui algumas limitações. Quando o componente espacial é relevante, os dados apresentam características que infringem pressupostos básicos daqueles modelos. Tais peculiaridades dos dados estão divididas entre heterogeneidade espacial e dependência ou autocorrelação espacial (LESAGE, 1999).

Dois aspectos estão intimamente ligados à heterogeneidade espacial: 1) a instabilidade estrutural; e 2) heterocedasticidade. A instabilidade estrutural está relacionada ao fato de os parâmetros da equação de regressão não serem constantes entre as regiões. Há uma instabilidade no comportamento dos dados ao longo do espaço de forma que os parâmetros não são homogêneos ao longo dos dados (variando de acordo com a unidade). Já no que tange a heterocedasticidade, observa-se possíveis erros de especificação¹⁴ podem conduzir a variâncias não constantes no termo do erro. Entretanto, tal problema pode ser resolvido com técnicas tradicionais de econometria, como a inserção de *dummies* regionais, como proposto por Anselin (1999). Mas quando a heterogeneidade espacial vem aliada à dependência espacial, estas técnicas não são suficientes.

A dependência espacial é comparada a dependência temporal de séries temporais. Contudo, a diferença é que a espacial possui uma relação recíproca, de modo que uma região afeta a outra e vice-versa, enquanto que em séries temporais $t-1$ afeta t , mas o contrário não é válido.

Quando existe o problema da correlação espacial do erro, o pressuposto de esfericidade para a matriz de variância-covariância do erro não é garantido, ou seja, a matriz de variância-covariância deixa de ser uma matriz diagonal. Por conseguinte, tem-se perda de eficiência e quebra do pressuposto de homocedasticidade, mas os estimadores persistem com as características de serem não tendenciosos e consistentes. Entretanto, os estimadores das variâncias podem ser tendenciosos e, portanto, a inferência estatística passa a ser comprometida.

Por outro lado, quando a correlação espacial está presente na variável dependente, o resultado é mais problemático, pois gera estimadores viesados e inconsistentes¹⁵. Nesse caso, o viés ocorre pela omissão de variável relevante, enquanto que a inconsistência pode ser checada tirando o limite da probabilidade (porque $plim(X'Wy) \neq 0$). Portanto, na presença

¹⁴ Os erros de especificação mencionados como causa da heterocedasticidade podem ser resultado do emprego de uma determinada forma funcional, quando a estrutura dos dados apontava para a necessidade do uso de formas funcionais diferentes para determinados subconjuntos de dados.

¹⁵ Demonstrações sobre o viés e a inconsistência do estimador MQO na presença de correlação espacial encontram-se no Apêndice A.

de correlação espacial na variável dependente há a inconsistência do estimador de *MQO*. A formalização, dos modelos para dependência no *lag* e no termo de erro, é explicitada a seguir.

A dependência espacial indica que os valores observados de um município são influenciados pela presença dos municípios vizinhos. Então, para considerar as relações espaciais, parte-se de uma especificação geral *SAC* (*Spatial mixed regressive Autoregressive Complete*) descrito em notação matricial por:

$$y = \varphi W y + X \beta + \varepsilon \quad e \quad (15)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad (16)$$

onde y é uma variável dependente, φ corresponde ao componente auto-regressivo (que capta os efeitos de transbordamento de y dos vizinhos sobre a variável dependente do município em questão), W a matriz de vizinhança¹⁶, ε o termo de erro, X as variáveis explicativas, β o vetor de coeficientes, λ o coeficiente de média móvel, e u o termo de erro livre de correlação espacial.

Os modelos espaciais são estimados através da maximização da função de verossimilhança, com exceção do *SAR* de Kelejian e Prucha, que será tratado adiante.

Em linhas gerais, a econometria espacial sugere dois tipos de modelos: auto-correlação espacial na variável dependente, *SAR* (defasagem espacial – *spatial autorregressive model*) ou auto-correlação espacial no erro, *SEM* (erro espacial – *spatial error model*). Inicialmente, aborda-se o modelo *SAR* (modelo auto-regressivo espacial), que considera a defasagem espacial da variável dependente e adota $\lambda=0$, de modo que:

$$y = \varphi W y + X \beta + \varepsilon \quad (17)$$

no qual ε segue uma distribuição normal com média zero e desvio-padrão σ . O teste de significância estatística de φ permite inferir a presença ou não de dependência espacial.

No modelo de erro espacial (*SEM*), adota-se $\varphi=0$, e:

$$y = X \beta + \varepsilon \quad e \quad (18)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad (19)$$

¹⁶ A matriz W será abordada em maiores detalhes a seguir.

no qual u segue uma distribuição normal com média zero e desvio-padrão σ . Quando $\lambda \neq 0$, um choque em um município se espalha não só para os seus vizinhos, mas para os outros municípios¹⁷.

O estimador *SAR* de Kelejian e Prucha (1999) baseia-se no Método de Momentos Generalizados (*GMM*) e será tratado com mais detalhes na subseção que se segue.

2.2.1 Estimador SAR de Kelejian e Prucha (1999)

O estimador *SAR* de *KP* (Kelejian-Prucha, 1999) trata do problema da autocorrelação espacial do termo de erro. Esse estimador apresenta vantagem sobre os estimadores espaciais comentados anteriormente (que se baseiam em maximização da função de verossimilhança) em alguns aspectos. Primeiramente, o estimador não depende da hipótese de normalidade dos resíduos, fundamental nos demais estimadores acima comentados (ALMEIDA *et al*, 2008). Com a correção da autocorrelação espacial pelo estimador *SAR* de *KP*, há o aumento da eficiência das estimativas.

A partir do modelo espacial autorregressivo de primeira ordem a seguir.

$$y = X\beta + u \quad (20)$$

$$u = \phi Wu + \varepsilon \text{ com } |\phi| < 1 \quad (21)$$

O próximo passo é utilizar a transformação espacial de Cochrane-Orcutt de modo a obter

$$y^* = X^* \beta + \varepsilon \quad (22)$$

no qual $y^* = (I - \phi W)y$ e $X^* = (I - \phi W)X$.

O estimador *SAR* de *KP* apresenta quatro passos. O primeiro passo é estimar a equação (20) por *MQO* de modo a obter $\hat{u} = y - X\tilde{\beta}$, no qual $\tilde{\beta}$ é a estimativa por *MQO*.

O segundo passo busca estimar ϕ e σ_ε^2 por *GMM* (Método dos Momentos Generalizados). Essa estimação baseia-se nas seguintes duas condições de momentos populacionais:

¹⁷ Por isso, outra maneira é escrever $y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}u$.

$$c_n E \left[\frac{1}{n} \varepsilon' W' W \varepsilon \right] = \frac{1}{n} c_n \text{tr}(W' W) E \left[\frac{1}{n} \varepsilon' \varepsilon \right] \quad (23)$$

$$E \left[\frac{1}{n} \varepsilon' W \varepsilon \right] = 0 \quad (24)$$

no qual $c_n = \left[\frac{1}{1 + (n^{-1} \text{tr}(W' W))} \right]^{1/2}$, tr é o operador de traço e n o número de observações. A condição (23) é igual à zero, pois se assume que todos os elementos da diagonal de W são zero¹⁸. A condição de momento (24) implica que o erro espacial é não correlacionado com o termo de erro. Ou seja, as condições de momento incorrem na ausência de correlação espacial do erro.

O terceiro passo re-estima β do modelo transformado (22) utilizando $\tilde{\rho}$ e $\tilde{\sigma}_\varepsilon^2$ obtidos no segundo passo¹⁹. Dessa maneira, o estimador factível de mínimos quadrados generalizados (FGLS) $\bar{\beta}_{FGLS} = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} y^*)$ é alcançado cuja matriz de variância-covariância é $\tilde{\sigma}_\varepsilon^2 (X^{*'} X^*)^{-1}$. O último passo computa a variância de $\tilde{\rho}$ (KELEJIAN; PRUCHA, 1999).

2.2.2 Testes

A avaliação da presença espacial se baseará em testes estatísticos. Caso se constate a presença desse problema, eles também indicarão qual a forma adequada de se modelar o efeito espacial. Os testes se baseiam na estimação por MQO e verificam se a omissão do componente espacial gera correlação espacial nos resíduos da regressão. Um teste comumente utilizado para verificar a dependência espacial é a estatística *I de Moran*. Com base em um modelo de regressão linear como (18), obtém-se que (ANSELIN, 1999):

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

¹⁸ Esse pressuposto faz com que o traço seja zero porque o traço é a soma da diagonal. A consequência é que o termo do lado direito da equação (23) torna-se zero.

¹⁹ $\tilde{\rho}$ e $\tilde{\sigma}_\varepsilon^2$ são utilizados, respectivamente, para obter β_{FGLS} e sua matriz de variância-covariância.

no qual $\hat{\epsilon}$ é o vetor de resíduos obtido por *MQO*, n é o número de observações e s é um fator de padronização que soma todos os elementos da matriz W . A inferência sobre o *I de Moran* é baseado numa aproximação normal, usando o valor padronizado z . Sob a hipótese nula, há a presença de independência espacial, os dados espaciais são distribuídos aleatoriamente, enquanto a rejeição da hipótese nula apresenta evidências de autocorrelação espacial no modelo de regressão. Entretanto, a estatística de *I de Moran* não auxilia na escolha do modelo apropriado sob a hipótese alternativa. Tal teste apenas indica a existência ou não de dependência espacial.

Há situações em que os padrões de associação espacial estão concentrados em poucas regiões (*clusters* espaciais). Nesta situação, a estatística global não é capaz de captar tal realidade. Para que esta situação não seja mascarada, é possível identificar este padrão através de estatísticas locais de autocorrelação espacial. Como o *LISA (Local Indicator of Spatial Association)* um indicador que infere o grau de autocorrelação espacial local. Anselin (1995, p. 2) discorre que para ser um *LISA* é necessário que qualquer estatística satisfaça dois critérios. 1) para cada observação o indicador *LISA* deve possuir uma indicação de *clusters* espaciais, significantes de valores similares ao redor da vizinhança de cada observação (região). 2) o somatório dos indicadores *LISA*, em todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. Dados tais critérios, pode-se obter que o *I de Moran* local é um indicador *LISA*, e para uma variável padronizada pode ser dado por:

$$I_i = z_i W z_i \quad (26)$$

onde z_i é a variável de interesse padronizada e $W z_i$ é a defasagem espacial da variável z_i .

O diagrama de dispersão de Moran permite visualizar a correlação linear entre a variável de interesse e sua defasagem espacial, uma representação do coeficiente de regressão. O grau de ajustamento é medido pela inclinação da curva de regressão de $W z_i$ contra z_i . O diagrama é dividido em 4 quadrantes. Cada um deles corresponde a tipos distintos de associação espacial local entre uma região e seus vizinhos. O primeiro e o terceiro quadrantes são comumente representados por *AA* (alto-alto) e *BB* (baixo-baixo). Eles indicam a existência de autocorrelação positiva (apontam associação espacial com valores próximos). Enquanto que o segundo e o quarto quadrantes representam *AB* (alto-baixo) e *BA* (baixo-alto). As regiões que estão contidas nestes apresentam autocorrelação negativa, formando associação espacial com valores distintos (LE GALLO; ERTHUR, 2003). Através deste diagrama de dispersão é possível identificar a presença ou ausência de *outliers* e também dos pontos de alavancagem. Os *outliers* são definidos como observações atípicas, que possuem padrões que

são muito distintos do restante das observações, se situam nos quadrantes opostos à reta de regressão. A presença dos *outliers* pode influenciar e conduzir a problemas de má especificação do modelo. Já os pontos de alavancagem são aquelas observações que influenciam expressivamente sobre a reta de regressão.

Assim, o mapa de dispersão de Moran representa graficamente os resultados obtidos pelo *I de Moran*, considerando todos os grupos de autocorrelação espacial, estatisticamente significativos ou não. Enquanto que o mapa de significância *LISA* apresenta apenas as observações que foram significativas estatisticamente. A junção desses dois resulta no mapa de *clusters*, facilitando a identificação das regiões envolvidas em associações espaciais que são significativas.

Como o *I de Moran* apenas indica a existência ou não de correlação espacial, os testes de *Multiplicador de Lagrange*²⁰ auxiliam na distinção entre os modelos de erro espacial, de defasagem espacial ou aqueles que apresentam ambos os componentes (ANSELIN, 2007; CARVALHO, ALBUQUERQUE, 2010).

Os testes de *Multiplicador de Lagrange* verificam se no resíduo da regressão (17) há alguma dependência espacial específica que foi omitida da regressão. Nesse sentido, esses testes se propõem a verificar a correlação do resíduo com os componentes espaciais dos modelos *SAR*, *SEM* e *SAC*. Os testes de *Multiplicador de Lagrange* são empregados para verificar se há a presença de defasagem espacial e de componente espacial no erro; e suas versões robustas não dependem da suposição de normalidade para a regressão.

Embora seja possível obtê-los pelo processo de otimização do lagrangeano da função de log-verossimilhança, segundo Anselin (2005), seu cálculo pode ser facilitado, partindo de parâmetros e resíduos de uma regressão *MQO*. Para o *SEM*, os resíduos são modelados seguindo (19), e a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial no erro, $\lambda = 0$. Tendo a estimação da regressão e dos seus erros via *MQO*, tem-se que a estatística do teste é dada por:

$$LM_{erro} = \frac{(\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon})^2}{\Gamma\sigma^4} \quad (27)$$

onde $\Gamma = \text{traço} [(W' + W)W]$.

Enquanto que para a presença do parâmetro de dependência espacial na variável dependente, obtêm-se a partir de (17), e com $\varphi=0$ que:

²⁰ Os testes de *Multiplicadores de Lagrange* são conhecidos também por testes do *score*. Eles são baseados nas condições de primeira ordem da função de log-verossimilhança (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2010).

$$LM_{lag} = \left(\frac{\hat{\varepsilon}' W y}{\sigma^2} \right)^2 \frac{1}{D} \quad (28)$$

$$D = \Gamma + \frac{[(WX\beta)'(I_n - X(X'X)^{-1}X')(WX\beta)]}{\sigma^2}$$

Ambos os testes possuem distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade.

2.2.3 Matriz

Uma característica importante da estimação espacial reside na forma de construção da matriz W . As linhas e as colunas são determinadas pelo número de regiões: se forem n regiões, a matriz de vizinhança simétrica W será de ordem $(n \times n)$. O elemento $W_{i,j}$ da matriz W será 1 se os municípios i e j forem vizinhos e 0, caso contrário (CARVALHO, ALBUQUERQUE, 2010). A diagonal principal será preenchida por zeros, já que um município não pode ser vizinho dele mesmo. Um procedimento frequentemente adotado é a padronização da matriz W original. Para isso, basta dividir todos os elementos de cada linha de W pela soma da linha, de forma que a soma de todos os elementos da linha seja igual a 1. Desse modo, as propriedades da matriz W são mantidas e as ponderações são explicitadas.

A matriz de vizinhança é essencial para se trabalhar com econometria espacial. A matriz de vizinhança espacial fornece a composição das relações entre os diferentes pontos no espaço e sua especificação é um fator importante nos estudos espaciais. Além disso, a matriz de variância-covariância é indiretamente determinada pelo modelo e pela matriz de vizinhança exógena. Muitos parâmetros em estudos de *cross-sections* são estimados com base na matriz de variância-covariância. Após explicitar a importância da especificação de tal matriz, alguns tipos de matrizes de vizinhança podem ser classificados da seguinte forma (CARVALHO E ALBUQUERQUE, 2010):

- **Contiguidade**²¹ - um vizinho é definido com base nas suas fronteiras comuns ou com vizinhos de quinas, a forma como seus vizinhos são considerados se assemelha aos movimentos das peças de xadrez. A figura abaixo expressa as vizinhanças utilizando a área E como referência:

²¹ A matriz de vizinhança de contiguidade ilustrada é de ordem 1. Este valor indica a ordem dos vizinhos que estão sendo relacionados à área de referência. Por exemplo, para a contiguidade *Rook* a primeira ordem define como vizinhos B, D, F e H , se a matriz fosse considerada de ordem 2, os vizinhos destas áreas (B, D, F e H) seriam também considerados vizinhos de E .

Figura 1: Matrizes de Contiguidade: *Queen*, *Bishop* e *Rook*.

A	B	C	A	B	C	A	B	C
D	E	F	D	E	F	D	E	F
G	H	I	G	H	I	G	H	I
(A)			(B)			(C)		

- **Contiguidade de Rainha (*Queen*)**, em que são consideradas as fronteiras laterais (B, H, D e F) e também as de vértices (presentes nas quinas, A, G, I e C). Ilustrada por (A) na figura acima;
- **Contiguidade de Bispo (*Bishop*)**, em que se consideram as fronteiras de vértices (as quinas), ilustrado por (B);
- **Contiguidade de Torre (*Rook*)**, em que se consideram as fronteiras que possuem um lado em comum com outra localidade, ilustrado por (C).
- **Distância** - um vizinho é definido com base em determinada distância em relação à unidade espacial de referência (de um ponto para outro ponto, de um centróide para outro centróide);
- **Os k vizinhos mais próximos** – utiliza a distância, mas leva em consideração apenas os “ k ” vizinhos mais próximos.

A literatura de econometria espacial reconhece que a matriz de vizinhança é escolhida de forma arbitrária pelos pesquisadores. Abreu *et al.* (2005) expõem, percentualmente, quais são as escolhas mais comuns. A matriz de Contiguidade simples é a mais utilizada (38%), seguida pela matriz de Distância (29%). Em terceiro lugar está a combinação delas (14%), enquanto que o uso dos k vizinhos mais próximos apresenta menor importância (8%).

Outro ponto de escolha do tipo da matriz de vizinhança é o limite para a amplitude da dependência espacial (como pode ser observado na Figura 1), pois é capaz de gerar uma sobre-especificação ou uma subespecificação da matriz de vizinhança espacial, podendo afetar o desempenho dos testes de dependência espacial e dos estimadores dos modelos de processo espacial (ABREU ET AL. 2005). A matriz de vizinhança é criticada por ser escolhida de forma arbitrária pelo pesquisador. Para o presente trabalho, a matriz W se baseou no método *Queen*. A matriz W apresentou uma média de seis vizinhos para cada cidade, aproximadamente.

2.3 Interpretação dos Coeficientes Estimados

A regressão linear convencional assume que as observações são independentes e, por isso, as estimativas dos parâmetros podem ser interpretadas diretamente das derivadas parciais da variável dependente com relação às variáveis explicativas. Todavia, os modelos de econometria espacial possuem variáveis defasadas espacialmente e os parâmetros estimados incluem uma série de informações que dependem das relações entre as regiões observadas²². Isso se deve a capacidade dos modelos econométricos espaciais de captar os efeitos diretos e indiretos decorrentes da conectividade espacial e interdependência entre as observações²³. Logo, comparar os resultados obtidos via *MQO* e os baseados em modelos espaciais requer uma análise minuciosa (ANSELIN, 2002; LESAGE, 2011; CORRADO, FINGLETON, 2011; ABREU *et. al*, 2005).

A econometria espacial torna possível descrever as interações entre os municípios (ou regiões). Contudo, tal capacidade também aumenta a dificuldade em interpretar o resultado dos coeficientes estimados. Segundo LeSage (2011); LeSage, (2009, cap.2 pp.33 - 43); Anselin (1999); Abreu *et al.* (2005), os impactos marginais dos coeficientes estimados podem ser divididos em três:

- Efeito Direto é o impacto da mudança de uma unidade na covariada sobre a variável dependente da unidade espacial de interesse. Ou seja, dado o aumento de 1% na variável explicativa do município *i*, obtém-se o impacto incidente sobre a variável dependente do município *i*. Por exemplo, considere o efeito direto como o efeito em pontos percentuais sobre o crescimento da própria região *i* quando aumenta a renda *per capita* inicial de *i* em 1%.
- Efeito Indireto é o impacto da mudança de uma unidade na covariada sobre a variável dependente dos vizinhos (de primeira ordem). Este efeito é denominado de transbordamentos das variáveis do modelo. É representado

²² Pela própria denominação de defasagem espacial, a comparação de econometria espacial com a econometria de séries temporais é inevitável. Considere a equação simplificada $y_t = a + by_{t-1} + cX_t + \varepsilon_t$, no qual as variáveis estão em transformações logarítmicas, *y* é a variável dependente, *X* a variável explicativa e ε o termo de erro. O coeficiente *c* apresenta a elasticidade de curto prazo de *X* em relação a *y*, enquanto a elasticidade de longo prazo é dada por $\frac{c}{1-b}$. Essa diferenciação também ocorre na econometria espacial entre as elasticidades dos efeitos total, direto e indireto.

²³ No apêndice B é possível verificar a formalização para a explicação das diferenças na interpretação dos efeitos marginais entre o *MQO* e o *SAR*.

pelo impacto do aumento de 1% na variável explicativa do município i que recairá sobre a variável dependente de seus vizinhos.

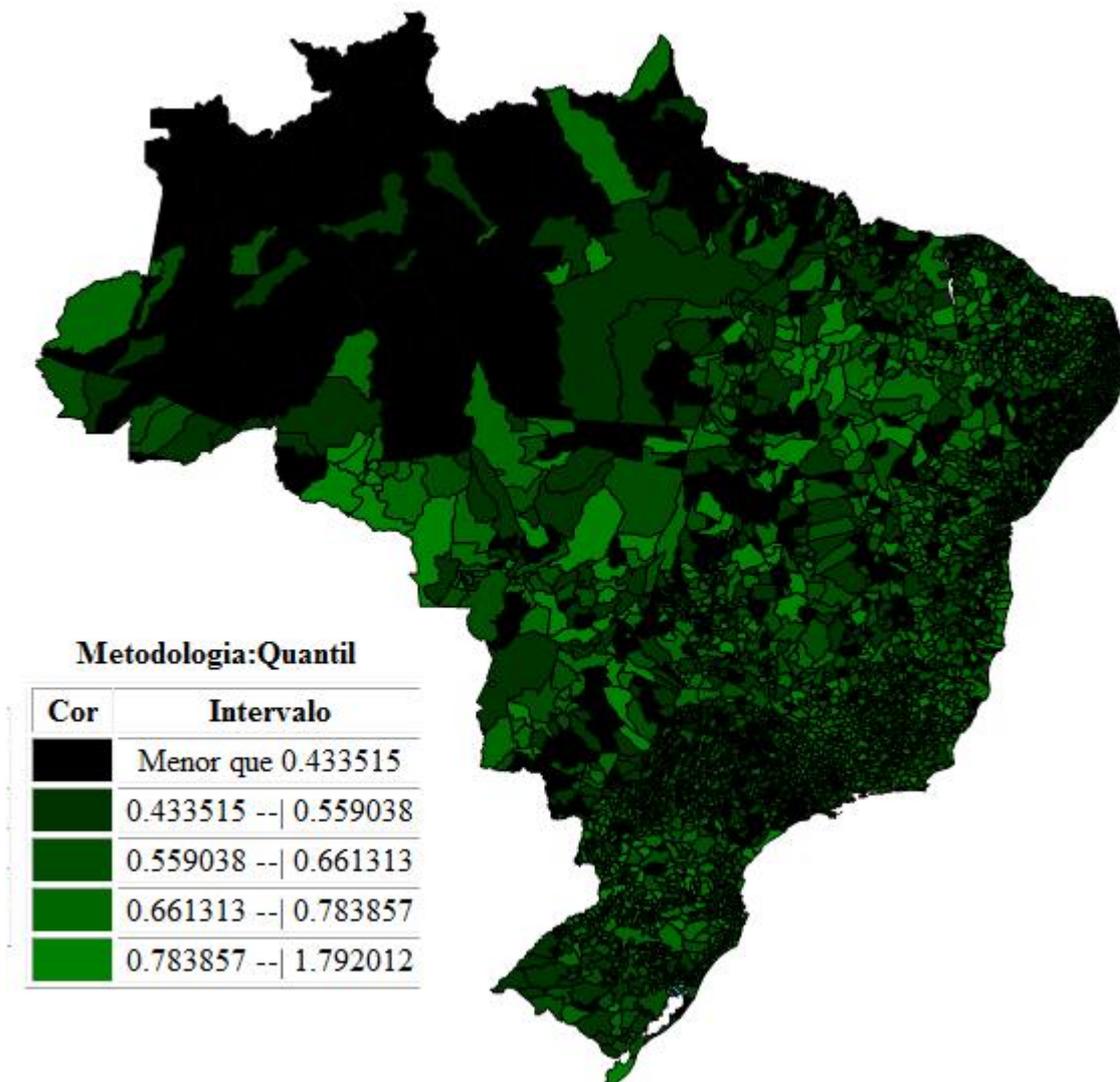
- Efeito Total é a soma dos impactos diretos e indiretos. Uma interpretação do efeito total é, por exemplo, o impacto no crescimento de uma cidade típica se elevar o capital humano. O efeito total é aquele que se torna comparável ao coeficiente de MQO por ser global.

Após essa explicação sobre a decomposição dos efeitos espaciais, a seguir trata-se da seção descritiva.

3. ANÁLISE DESCRITIVA

Essa seção consiste, inicialmente, em verificar como a renda *per capita* está distribuída no Brasil. E posteriormente averiguar se as variáveis utilizadas apontam indícios de correlação espacial. Para obter uma visão geral de como a taxa de crescimento da renda *per capita* está distribuída nos municípios brasileiros é dado o Mapa 1. As cores mais escuras estão relacionadas às localidades de menor taxa de crescimento, enquanto aquelas de tons mais claros indicam os intervalos dos municípios de maiores taxas de crescimento.

Mapa 1-Mapa Quantílico das Taxas de Crescimento da Renda per capita - 1991-2000



Fonte: Elaboração própria. Dados: vide seção metodológica

É possível verificar que há uma grande concentração com baixas taxas de crescimento situadas na região norte, enquanto que as taxas de crescimento elevadas possuem uma distribuição mais dissipada, com maior frequência na região centro-oeste.

Então, para investigar se as variáveis estão espacialmente correlacionadas, utiliza-se a estatística *I de Moran* como um índice de correlação. Primeiramente, a estatística *I de Moran* indica se há a presença de correlação espacial para a variável através da rejeição, ou não, da hipótese nula e indica o coeficiente de correlação espacial. A interpretação do *I de Moran* assemelha-se ao índice de correlação de Pearson: i) mais próximo de 1, maior a correlação positiva espacial; e ii) o valor negativo indica correlação espacial negativa.

A *Tabela 1* apresenta a estatística *I de Moran* para todas as variáveis incorporadas nos modelos e os *p-valores* correspondentes. Todas as variáveis apresentam correlação espacial relativamente elevada. As variáveis com as menores correlações espaciais são a taxa de crescimento da renda *per capita* (ly_t/y_0) e a população no período inicial (IL_0), respectivamente, com correlações de 0,22 e de 0,27.

Tabela 1 – Estatística I de Moran

Variáveis	I de Moran	p-valor
ly_0	0.77	0.00
ly_t	0.80	0.00
ly_t/y_0	0.22	0.00
IK_t	0.36	0.00
IK_0	0.33	0.00
lh^*	0.76	0.00
ls_k	0.69	0.00
IL_0	0.27	0.00
IL_t	0.30	0.00
$l(n+g+\delta)$	0.36	0.00
IL_tL_0	0.36	0.00
IK_tK_0	0.32	0.00
H_{medio}	0.73	0.00
H_0	0.73	0.00
H_t	0.72	0.00

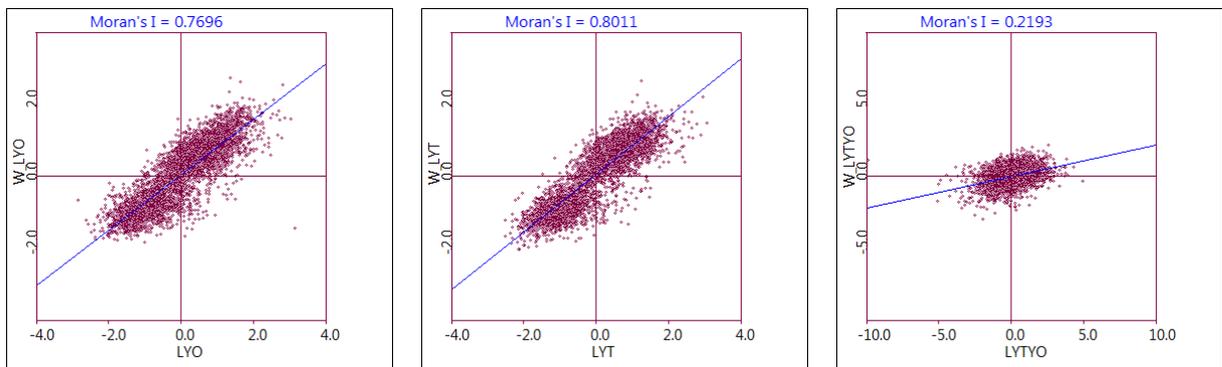
Fonte: Elaboração própria. Dados: vide seção metodológica.

As variáveis que se destacam com correlações expressivas são a renda *per capita* nos períodos final (ly_t) e inicial (ly_0); o *ln* do capital humano (lh^*); a média do capital humano (H_{medio}); o capital humano dos períodos inicial (H_0) e final (H_t); a proporção de renda investida em capital físico (ls_k); com coeficientes superiores a 0.69 e altamente significativos

(0.80, 0.77, 0.76, 0.73, 0.73, 0.72, 0.69, respectivamente). A estatística *I de Moran* corrobora a presença espacial entre as variáveis, indicando a necessidade do uso de modelos espaciais.

Estes resultados também podem ser visualizados de forma gráfica²⁴. Os diagramas de dispersão de Moran apresentam, no eixo das abscissas, as variáveis de interesse e, nas ordenadas, as suas defasagens espaciais. O *Gráfico 2* evidencia que a variável de renda *per capita* apresenta considerável relação espacial positiva.

Gráfico 2 – Dispersão de Moran para Renda per capita inicial (ly_0), final (ly_t) e taxa de crescimento da renda per capita, (lyy_0)



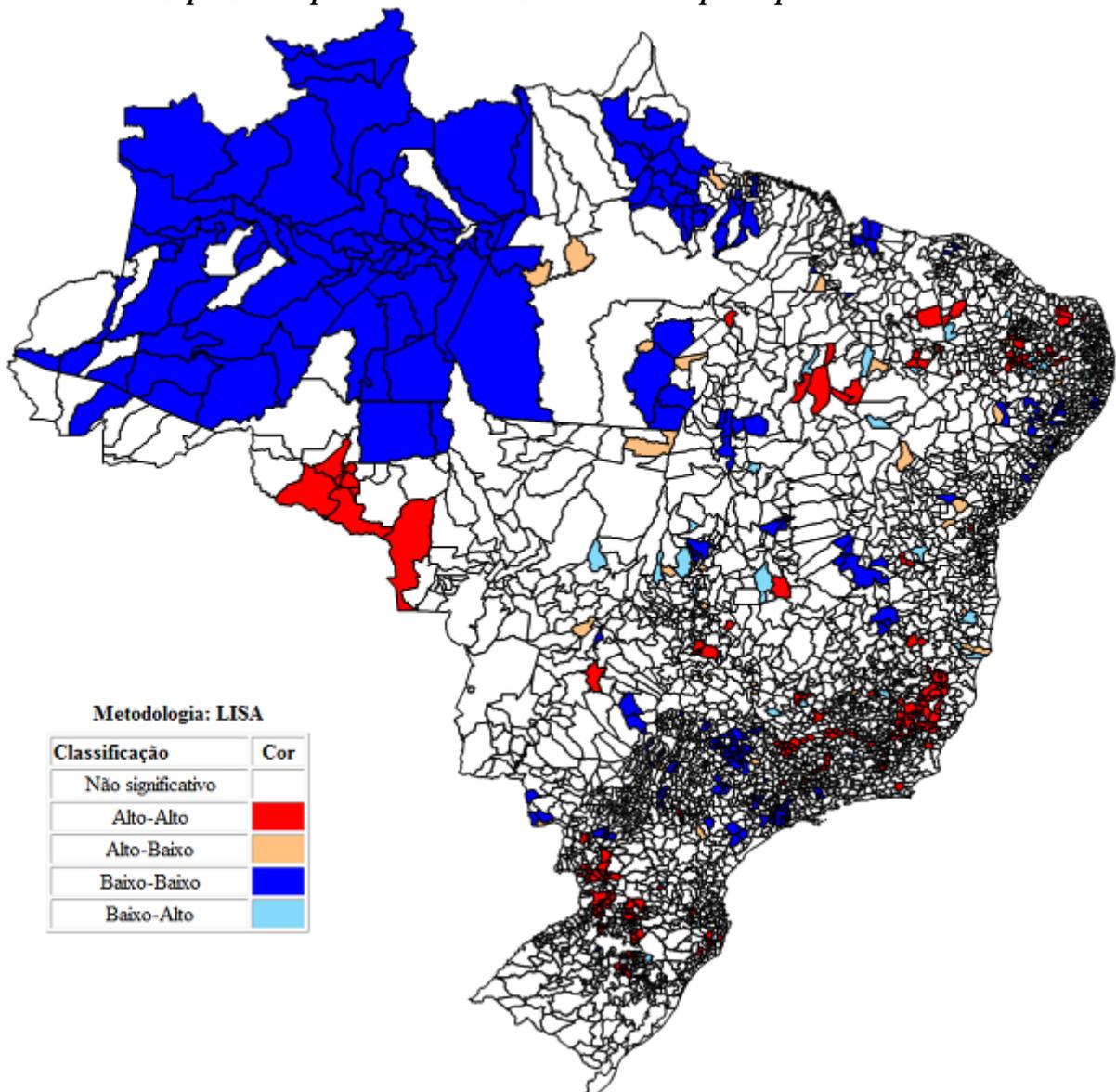
Fonte: Elaboração própria. Dados: vide seção metodológica

Pela visualização gráfica da dispersão do *I de Moran* é possível inferir a existência de autocorrelação positiva da renda *per capita*, inicial e final, e da taxa de crescimento da renda, sem a presença significativa de *outliers*. A distribuição das rendas nos primeiros e terceiros quadrantes indicam que os municípios com alta (baixa) renda *per capita*, inicial e final, em média são vizinhos de municípios com alta (baixa) renda *per capita*, inicial e final. O mesmo padrão, mas de forma menos pronunciada, é visto nas taxas de crescimento de renda *per capita*.

Outra representação da autocorrelação espacial é dada de forma local, através dos mapas de *clusters*, inserindo a significância do *Indicador Local de Associação Espacial, LISA* sobre a dispersão de Moran. Assim o Mapa 2 expõe as associações espaciais em forma de *clusters* estatisticamente significantes para a taxa de renda *per capita*.

²⁴ Todos os diagramas de dispersão de Moran estão disponíveis para consulta no apêndice C. Eles foram omitidos por economia de espaço. Eles apresentam padrões bem semelhantes.

Mapa 2 – Mapa de Clusters – Taxa de renda per capita – 1991-2000



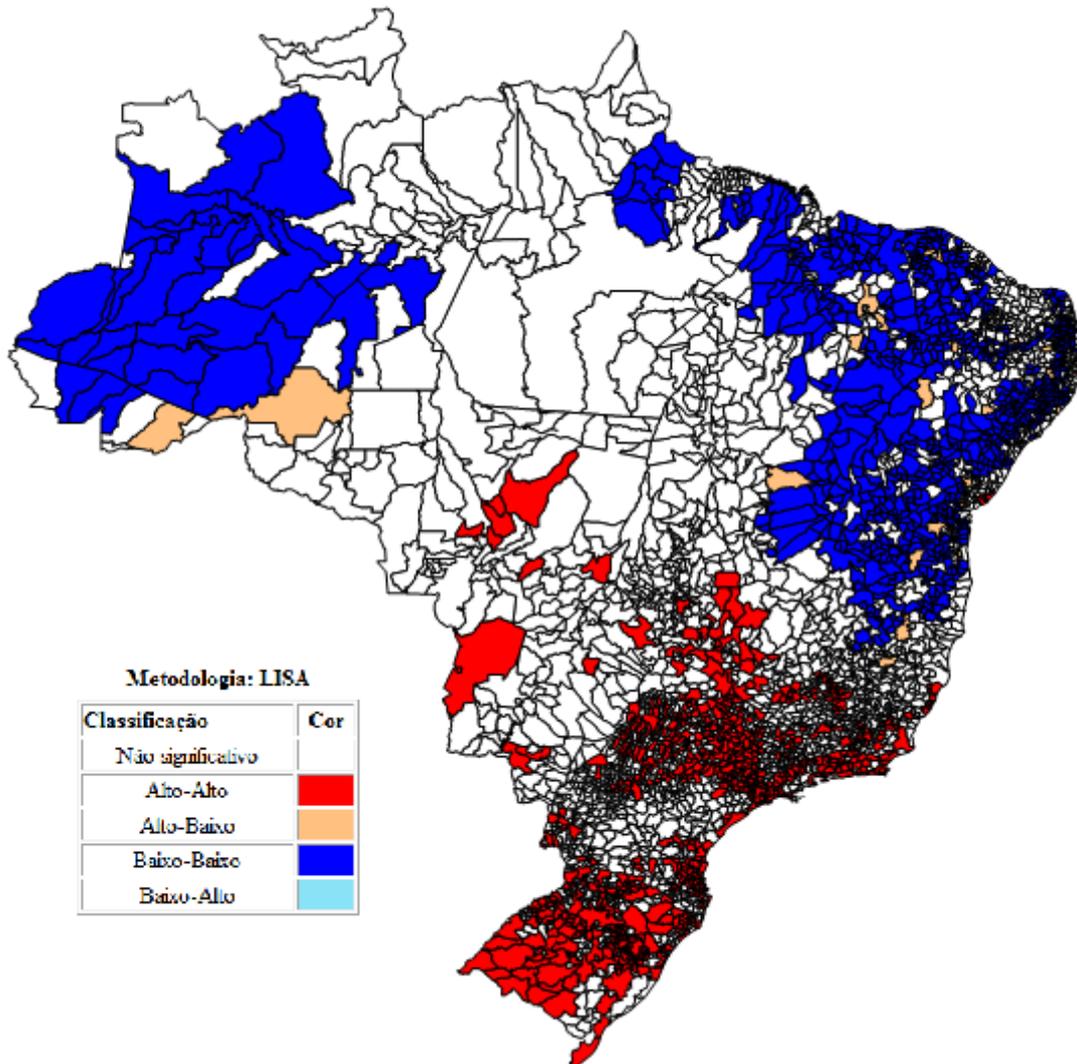
*Nível de confiabilidade de 0.05.

Fonte: Elaboração própria. Dados: vide seção metodológica

Pelo mapa de *cluster* é possível notar que os *AMCs* que se configuram nos *clusters* baixo-baixo, ou seja, que apresentam taxas de crescimento baixas estão localizados basicamente na região norte do país, com alguns pontos espalhados pelo centro-oeste, nordeste, sudeste (concentrados principalmente em São Paulo e Minas Gerais) e, parte da região sul (Paraná). Já os *clusters* de alta taxa de crescimento da renda (alto-alto), se fazem presentes em todas as regiões, destaque para as regiões nordeste, sul e sudeste.

O mapa de *cluster* que identifica o caráter espacial significativo do capital humano no Brasil apresenta padrões muito bem definidos das associações espaciais.

Mapa 3 – Mapa de Clusters –Capital humano - 1991-2000.



*Nível de confiabilidade de 0.05.

Fonte: Elaboração própria. Dados: vide seção metodológica

O Mapa 3 expõe claramente *clusters* expressivos que concentram municípios com baixo capital humano (baixo-baixo) localizados nas regiões nordeste e norte. Os *clusters* com elevados níveis de capital humano (alto-alto) se concentram principalmente nas regiões sul e sudeste, com alguns focos na região centro-oeste.

Esta seção se propôs a fazer uma apresentação dos dados e das suas relações espaciais. É possível constatar a correlação espacial das variáveis utilizadas no presente trabalho e observar a presença de *clusters* bem definidos de taxa de renda *per capita* e do capital humano, principalmente deste último. A próxima seção tratará dos resultados.

4. RESULTADOS

A *Tabela 2* apresenta os resultados obtidos da estimação dos modelos de crescimento Incondicional, o de Solow (1956) e, o estendido por Mankiw, Romer e Weil (1992). Tais modelos foram enumerados de 1 a 3, respectivamente, por simplificação. Assim a primeira coluna representa os resultados obtidos do modelo Incondicional, a segunda do modelo de Solow e a terceira do *MRW*.

***Tabela 2 - Resultados para os modelos de crescimento Incondicional, Solow e MRW.
Estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)***

Modelos	Mínimos Quadrados Ordinários		
	Incondicional (1)	Solow (2)	MRW (3)
Variáveis			
Constante	1.02 [0.00]	-0.46 [0.07]	0.46 [0.07]
Renda inicial	-0.09 [0.01]	-0.29 [0.01]	-0.51 [0.01]
$l(n+g+\delta)$		-0.51 [0.03]	-0.40 [0.03]
Capital físico		0.22 [0.01]	0.17 [0.01]
Capital humano			0.49 [0.02]
Taxa de convergência	0.01	0.03	0.07
<i>Meia Vida</i>	70.66	20.43	9.78
F	242.00	531.30	722.90
p-valor	0.00	0.00	0.00
I de Moran	0.26	0.19	0.23
p-valor	0.00	0.00	0.00
LM-erro	0.00	0.00	0.00
Robusto LM-erro	0.00	0.00	0.00
LM-Lag	0.00	0.00	0.00
Robusto LM-lag	0.00	0.19	0.00
AIC	-407.84	-1523.733	-2376.078

* Os elementos que estão em itálico e negrito são os *p-valores*.

** Os valores que estão entre colchetes são os desvio-padrão.

*** As taxas de convergência foram calculadas seguindo a fórmula utilizada por Pede, Florax e Groot (2008), $\ln(b+1)/-T$; onde b é o coeficiente de y_0 e T é o período de tempo utilizado. i) Meia-vida (MV) = $\ln(2)/$ Taxa de convergência.

No modelo de crescimento Incondicional (1), apresentado pela Tabela 2, o sinal do coeficiente associado ao nível de renda *per capita* é o esperado, negativo e significativo estatisticamente. Apesar de o valor negativo do coeficiente refletir a ideia de convergência absoluta pela estimativa *MQO*, a taxa de convergência ou velocidade de convergência verificada é baixa, aproximadamente 1%. A partir deste valor diminuto encontra-se que o período de meia vida (*MV*), ou seja, a metade do tempo que é necessário para se alcançar a convergência de renda *per capita*, é de mais de 70 anos.

Para o modelo de Solow (2) estimado por *MQO*, observa-se na Tabela 2 um aumento na magnitude (valor em módulo) do coeficiente associado à renda *per capita* inicial (y_0) ao inserir a taxa de crescimento da população²⁵ e o capital físico (mantendo o sinal negativo). Em módulo, o impacto da taxa de crescimento da população é maior do que aquele relacionado ao capital físico. Entretanto, as magnitudes previstas por Solow (1956) para a taxa de depreciação do capital e para a acumulação de capital físico (-0,5 e 0,5) não foram as obtidas. A convergência condicional no modelo de Solow é verificada pelo sinal negativo da renda *per capita* e, em comparação ao modelo de crescimento Incondicional há um aumento na velocidade da convergência²⁶ entre os municípios de 1% para 3,4%. Implicando em queda considerável no período de meia vida, do modelo de Solow, para pouco mais de 20 anos.

De acordo com o modelo *MRW* (3) estimado via *MQO*, todos os coeficientes associados às variáveis explicativas apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significativos, como verificado na Tabela 2. A magnitude (em módulo) do coeficiente da variável de renda *per capita* inicial (y_0) eleva-se de -0,29, no modelo de Solow, para -0,51, no *MRW*. A inserção do capital humano dada pelo modelo *MRW* via *MQO* traz reduções na magnitude dos coeficientes de capital físico, de 0,22 para 0,17, e taxa efetiva de depreciação, de -0,51 para -0,40, como encontrado por Mankiw, Romer e Weil (1992). Isso ocorre, segundo eles, porque o modelo de Solow sobre-estima as estimativas da influencia da acumulação de capital e da depreciação efetiva do capital na renda *per capita* pela omissão da variável capital humano. Como esta é correlacionada ao investimento em capital físico e ao crescimento populacional, sua omissão faz com que o termo de erro passe a ser correlacionado com os regressores. Assim, sua inclusão reduz o impacto do capital físico sobre a renda. Por fim, o impacto do capital humano na taxa de crescimento da renda *per*

²⁵ Como em $(n+g+\delta)$, as variáveis g e δ são constantes, tomou-se a liberdade de tratá-lo em alguns momentos como taxa de crescimento da população apenas para efeito de simplificação.

²⁶ A velocidade da convergência é dada pela taxa de convergência nas Tabelas 2,3 e 5 de resultados.

capita é superior ao das demais variáveis. Observa-se aumento na velocidade de convergência após a inserção do capital humano, de 3,4% para 7,1% reduzindo o período de meia vida para um pouco mais de 9 anos e meio.

Todas as estimações apresentam a estatística *I de Moran*. Os resultados indicam a presença de correlação espacial, o que corrobora a necessidade do uso de modelo espacial. Os testes dos *Multiplicadores de Lagrange* apontaram a forma adequada de modelagem espacial. Esses testes, quando aplicados nas estimações dos modelos Incondicional e *MRW*, apresentaram rejeição da hipótese nula de ausência da defasagem espacial e de correlação espacial no erro. Assim, o modelo *SAC* é o método mais adequado para sanar o problema. Os testes indicaram ainda que, no modelo de Solow, há presença de correlação espacial no termo de erro. Assim, o método *SEM* é utilizado para estimar a especificação de Solow.

O segundo passo é estimar as equações considerando os efeitos espaciais existentes, como apontados pelos resultados dos testes. A *Tabela 3* apresenta os resultados obtidos da estimação dos modelos de crescimento Incondicional, o de Solow (1956) e, o estendido por Mankiw, Romer e Weil (1992) por *MQO*²⁷, presentes nas colunas de 1 a 3. Os mesmos modelos estimados por Máxima Verossimilhança, através dos métodos espaciais *SAC* e *SEM* aparecem a partir da quarta coluna. Assim tem-se que os resultados do modelo Incondicional estimados pelo *SAC* e seus efeitos situam-se entre a quarta e a sétima coluna e são denominados por (1a), na oitava coluna observa-se os resultados do modelo de Solow estimado pelo *SEM* (2a), e por fim, os resultados do *MRW* pelo *SAC* e seus efeitos, expressos entre as colunas 9 e 12, compreendidos por (3a).

²⁷ Os resultados por *MQO* são apresentados novamente na tabela 3 apenas para elucidar o leitor e facilitar na comparação dos resultados obtidos com o método espacial. Para tal fim, alguns de seus elementos foram omitidos.

Tabela 3 - Resultados para os modelos de crescimento Incondicional, Solow e MRW. Estimados por MQO e MV (SAC e SEM)

Modelos	MQO			SAC	Incondicional- Efeitos			SEM	SAC	MRW - Efeitos		
	(1)	(2)	(3)	(1a)	Direto	Indireto	Total	(2a)	(3a)	Direto	Indireto	Total
Variáveis												
Constante	1.02	-0.46	0.46	2.28				0.05	1.91			
	[0.00]	[0.07]	[0.07]	[0.04]				[0.08]	[0.08]			
Renda inicial	-0.09	-0.29	-0.51	-0.28	-0.30	0.15	-0.26	-0.31	-0.61	-0.64	0.26	-0.38
	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.01]
l(n+g+δ)		-0.51	-0.40					-0.38	-0.17	-0.18	0.07	-0.11
		[0.03]	[0.03]					[0.03]	[0.03]	[0.03]	[0.01]	[0.02]
Capital físico		0.22	0.17					0.20	0.10	0.11	-0.04	0.06
		[0.01]	[0.01]					[0.01]	[0.01]	[0.01]	[0.00]	[0.00]
Capital humano			0.49						0.63	0.66	-0.27	0.39
			[0.02]						[0.02]	[0.02]	[0.01]	[0.02]
Taxa de convergência	0.01	0.03	0.07	0.03				0.04	0.05			
Meia Vida	70.66	20.43	9.78	23.06				18.39	14.40			
AIC	-407.84	-1524	-2376					-1889.3				
Breusch Pagan	0.00	0.01	0.00									
Jarque-Bera	0.00	0.00	0.00									
φ				-0.80					-0.59			
				0.00					0.00			
λ				0.86				0.44	0.81			
				0.00				0.00	0.00			

* Os elementos que estão em itálico e negrito são os p-valores. Os valores que estão entre colchetes são os desvio-padrão.

** O λ indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada.

*** As taxas de convergência foram calculadas seguindo a fórmula utilizada por Pedre, Florax e Groot (2008), $\ln(b+1)/-T$; onde b é o coeficiente de y_0 e T é o período de tempo utilizado. i) Meia-vida (MV) = $\ln(2)/$ Taxa de convergência.

O modelo Incondicional apresenta o sinal esperado para a variável renda *per capita* inicial pelo *SAC*. A interpretação do efeito direto da renda *per capita* inicial permite inferir que o aumento de 1% da renda inicial do município *i* reduz em -0,30% o crescimento do próprio município, e aumenta em 0,15% o crescimento dos seus vizinhos pelo efeito indireto (transbordamento), ou seja, o aumento da renda inicial do município *i* beneficia os municípios vizinhos. Há, ainda, um aumento expressivo do efeito total da renda *per capita* na estimativa do modelo Incondicional pelo método *SAC* ao comparar com o método *MQO*. O sinal negativo da renda *per capita*, assim como no *MQO*, sinaliza a existência de convergência absoluta. A velocidade da convergência, quando o modelo é estimado pelo *SAC*²⁸, aumenta, de 1% para 3%, assim como o período de meia vida, se reduzindo para aproximadamente 23 anos.

Os valores dos coeficientes do modelo de Solow estimados pelo modelo de erro espacial divergem apenas quanto à magnitude dos coeficientes estimados por *MQO*, mantendo os mesmos sinais, como indicado na *Tabela 3*. Os coeficientes estimados por *MQO* sobre-estimam quando comparados ao modelo espacial, com exceção àquele associado à renda *per capita* inicial. Contudo, a velocidade de convergência é maior ao se utilizar o método espacial quando comparada ao método *MQO*, de 3% no último para 4% no espacial. E o período de meia vida se reduz para pouco mais de 18 anos.

Ao comprar o modelo Incondicional ao modelo de Solow é possível perceber um aumento em módulo no coeficiente da renda *per capita*, de -0,26 para -0,31. Este resultado pode indicar que as variáveis incorporadas pelo modelo de Solow interferem para o aumento (em módulo) do coeficiente renda *per capita*.

A inserção do capital humano do modelo *MRW* acarreta num aumento na magnitude, ou seja, no valor em módulo, do coeficiente da renda inicial pelo modelo espacial *SAC*. De acordo com os efeitos, um aumento de 1% na renda inicial leva a uma redução de 0,64% no crescimento do próprio município, e elevação de 0,26% no crescimento de seus vizinhos. O resultado global mantém o sinal negativo esperado, mas ao comparar o modelo *MQO* com o efeito total percebe-se que o modelo espacial apresenta um efeito menor da renda *per capita* inicial na taxa de crescimento, de -0,38 (ver *Tabela 3*). O impacto disseminado pelo crescimento populacional sofre decréscimo. Entretanto, é importante ressaltar que o efeito indireto que traz consequências

²⁸ As taxas de convergência do *SAC*, tanto para o modelo Incondicional como para o *MRW*, são calculadas com base nos coeficientes dos efeitos totais da renda *per capita*.

positivas a renda *per capita* dos municípios vizinhos. O aumento de 1% na taxa de crescimento da população do município *i* eleva em 0,07% a renda *per capita* de seus vizinhos. Ou seja, quando o município *i* aumenta a taxa de crescimento populacional, diminui o seu crescimento *per capita*, mas eleva o do seu vizinho. O capital físico impacta positivamente ao se considerar o efeito direto, tem-se que o aumento de 1% no capital físico pode levar a um aumento de 0,11% no crescimento do próprio município. Enquanto que a queda originada pelo efeito indireto implica que o aumento de 1% no capital físico do município *i* impacta negativamente (-0,04%) no crescimento do município dos seus vizinhos (efeito de transbordamento) e o saldo total é positivo de 0,06, mas menor que o encontrado pelo *MQO* (0,17). Importante destaque deve ser dado ao capital humano que apresenta o coeficiente de impactos mais elevados do modelo: o aumento de 1% nessa variável gera um efeito direto para o município em questão de 0,66% e efeito indireto negativo com transbordamento de -0,27% aos seus vizinhos. Os *transbordamentos* de capital humano constatados por este modelo são negativos e elevados, quando comparados aos efeitos das demais variáveis sobre seus vizinhos. Isso significa que, ao contrário do encontrado para a taxa de crescimento populacional, quando o município *i* aumenta seu capital humano, favorece seu crescimento de renda *per capita* e prejudica a de seus vizinhos. Estar localizado próximo a um município que possui um capital humano crescente acarreta em efeitos negativos a taxa de renda *per capita* deste município. A taxa de convergência se reduz quando comparado àquela estimada por *MQO*, de 7% para 4,8% e o período de meia vida para a convergência se eleva de 9 anos para 14 anos.

O mesmo efeito verificado na estimação via *MQO* entre os modelos de Solow e *MRW* também é observado na metodologia espacial. Há a redução da magnitude dos coeficientes relacionados à taxa efetiva de depreciação e capital físico com a inserção do capital humano na análise. Predominantemente, os efeitos totais²⁹ do *SAC* e os efeitos do *SEM*(em módulo) das variáveis são menores no modelo espacial quando comparados ao obtido por *MQO*. Isso significa que parece haver viés quando se emprega o método *MQO* por não considerar o efeito espacial em sua análise.

A próxima tabela (*Tabela 4*) expõe resultados dos modelos de crescimento endógeno de Benhabib e Spiegel (1994) em sua versão espacial de acordo com Pede, Florax e Groot (2008) - o

²⁹ Este padrão pode ter sido reforçado pela presença dos efeitos indiretos computados pelo modelo espacial.

modelo Benhabib e Spiegel espacial - usando estimadores de *MQO* e o *SEM*. As Colunas 1 e 2 apresentam, respectivamente, os resultados para os modelos Benhabib e Spiegel sem e com *spillover* e *catch-up* estimados por *MQO* e 3 e 4 pelo *SEM*.

Tabela 4- Resultados para modelos de crescimento endógeno Benhabib-Spiegel e Benhabib-Spiegel Espacial estimados por MQO e MV (SEM)

Variáveis	Benhabib-Spiegel		Benhabib-Spiegel Espacial	
	MQO		SEM	
Constante	0.1875	0.2020	0.1632	0.1961
	[0.02]	[0.02]	[0.02]	[0.02]
Força de Trabalho	-0.6135	-0.6274	-0.5844	-0.5972
	[0.02]	[0.02]	[0.02]	[0.02]
Capital físico	0.5297	0.5439	0.5390	0.5553
	[0.02]	[0.02]	[0.02]	[0.02]
Capital humano	0.0374	0.0560	0.0417	0.0551
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
<i>Spillover</i>		-0.0243		-0.0238
		[0.00]		[0.00]
<i>Catch-up</i>		-0.0001		-0.0013
		[0.93]		[0.37]
λ			0.3296	0.3290
p-valor			0.00	0.00
F	400.10	245.60		
p-valor	0.00	0.00		
I de Moran	0.15	0.15		
p-valor	0.00	0.00		
LM-erro	0.00	0.00		
Robusto LM-erro	0.00	0.00		
LM-Lag	0.00	0.00		
Robusto LM-lag	0.95	0.72		
Jarque-Bera	0.00	0.00		
Breusch-Pagan	0.00	0.00		
Wald test			245.79	244.23
p-valor			0.00	0.00
Log likelihood			728.94	740.74
Sigma quadrado			0.04	0.04
AIC	-1226.93	-1244.69	-1445.90	-1465.50

* Os elementos que estão em itálico e negrito são os *p-valores*.

** Os elementos que estão em itálico são os desvio-padrão.

*** O λ indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada.

Os resultados do modelo de Benhabib-Spiegel estimados por *MQO* apontam que os coeficientes do capital humano e físico apresentam sinais positivos e significativos estatisticamente, como o esperado. Por sua vez, o efeito da força de trabalho exibe sinal negativo, compatível com os resultados encontrados por Pede, Florax e Groot (2008) e de acordo com o previsto pelos modelos teóricos. Estes resultados para o modelo de crescimento endógeno indicam que os efeitos dos capitais físico e humano impulsionam positivamente o processo de crescimento da renda.

A inclusão dos termos de *spillover* e de *catch-up* no modelo não apresenta alterações significantes nos coeficientes das demais variáveis quando estimados por *MQO*, mas no geral apresentam valores mais elevados. Apenas a variável que mensura o capital humano passa a exibir um efeito maior no crescimento da renda com a inclusão desses dois termos. O coeficiente da variável *spillover* é negativo e altamente significativo. O sinal negativo para o *spillover* pode indicar que os municípios vizinhos não transferem os benefícios de sua posição, com relação ao capital humano. Pelo contrário, os municípios concentram os benefícios em seu próprio território e ainda atraem os recursos do município de referência. Entretanto, o coeficiente associado à variável de *catch-up* é não significativo, indicando a inexistência do processo de *catch-up* no crescimento dos municípios brasileiros.

Com base nas estimativas por *MQO*, o teste de *I de Moran* expõe a presença de relação espacial no resíduo. Os testes de *Multiplicador de Lagrange* indicam que o método espacial adequado é o *SEM*. As estimações por esse método apresentam poucas mudanças nos coeficientes das variáveis explicativas.

O modelo sem os termos de *spillover* e de *catch-up* exibem efeitos maiores dos capitais físico e humano no crescimento quando se compara às estimativas por *MQO*. Entretanto, o papel da taxa de crescimento força de trabalho é menor (em módulo) quando estimada através de modelo espacial.

Já o modelo que conta com o *spillover* e com o *catch-up* no método *SEM*, os efeitos se mantém, com exceção do capital humano, que contraria a tendência anterior e apresenta valor levemente menor no *SEM* quando comparado ao resultado obtido por *MQO*. O termo de *spillover* não tem seu efeito alterado (em sinal ou magnitude) em relação ao método *MQO*. A variável de *catch-up* é não significativa, o que corrobora o resultado encontrado por *MQO*.

O modelo Benhabib-Spiegel expandido espacialmente por Pede, Florax e Groot (2008) comparativamente ao Benhabib-Spiegel exibe valores superiores de seus coeficientes, mesmo padrão observado pelo método *MQO*.

Dois problemas são frequentemente observados nos trabalhos empíricos: a não normalidade dos erros (importante pressuposto básico no caso de estimações via máxima verossimilhança) e heterogeneidade. Os testes para ambos os problemas foram realizados nas tabelas 3 e 4 e resumidos novamente nas tabelas 5 e 6. Constatou-se a ausência da normalidade dos erros e de homogeneidade a um nível de significância de 5% pelos testes de Jarque-Bera e de Breusch-Pagan. Assim, é necessário que seja utilizado o *SAR* de Kelejian e Prucha para a estimação dos modelos (*Tabela 5*).

Tabela 5 - Resultados para os modelos de crescimento Incondicional, Solow e MRW Estimados por MQO e GMM (SAR-KP)

Variáveis	MQO			SAR-KP		
	Incondicional	Solow	MRW	Incondicional	Solow	MRW
Constante	1.02 0.00	-0.46 0.00	0.46 0.00	1.41 0.00	-0.07 0.38	1.02 0.00
Renda inicial	-0.09 0.00	-0.29 0.00	-0.51 0.00	-0.18 0.00	-0.31 0.00	-0.59 0.00
$l(n+g+\delta)$		-0.51 0.00	-0.40 0.00		-0.41 0.00	-0.29 0.00
Capital físico		0.22 0.00	0.17 0.00		0.20 0.00	0.14 0.00
Capital humano			0.49 0.00			0.61 0.00
Taxa de convergência	0.01	0.03	0.07	0.02	0.04	0.09
Meia Vida	70.66	20.43	9.78	34.51	18.93	7.78
λ				0.437 [0.043]	0.359 [0.050]	0.421 [0.047]
F	242.00	531.30	722.90			
p-valor	0.00	0.00	0.00			
I de Moran	0.26	0.19	0.23			
p-valor	0.00	0.00	0.00			
LM-erro (p-valor)	0.00	0.00	0.00			
Robusto LM-erro (p-valor)	0.00	0.00	0.00			
LM-Lag (p-valor)	0.00	0.00	0.00			
Robusto LM-lag (p-valor)	0.00	0.19	0.00			
AIC	-407.84	-1523.73	-2376.08			
Breusch Pagan	0.00	11.73	87.53			
p-valor	0.00	0.01	0.00			
Jarque-Bera	2148.47	1244.63	632.12			
p-valor	0.00	0.00	0.00			

* Os elementos que estão em itálico e negrito são os *p-valores*.

** Os elementos que estão em itálico são os desvio-padrão.

*** O λ indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada.

O modelo Incondicional apresenta o sinal esperado para a variável renda *per capita* inicial pelo *SAR-KP*. O efeito da renda *per capita* inicial possui o sinal esperado, negativo. Há um aumento expressivo em módulo da renda *per capita* na estimativa do modelo Incondicional pelo método *SAR-KP* ao comparar com o método *MQO*. O sinal negativo da renda *per capita*, assim como no *MQO*, sinaliza a existência de convergência absoluta. A velocidade da convergência, quando o modelo é estimado pelo *SAR-KP*, aumenta, de 1% para 2%, assim como o período de meia vida, se reduzindo pela metade, para aproximadamente 34 anos e meio.

Os valores dos coeficientes do modelo de Solow estimados pelo modelo *SAR* de Kelejian e Prucha (1999) divergem apenas quanto à magnitude dos coeficientes estimados por *MQO*, mantendo os mesmos sinais, como indicado na *Tabela 5*. Os coeficientes estimados por *MQO* sobre-estimam quando comparados ao modelo espacial, com exceção àquele associado à renda *per capita* inicial. Contudo, a velocidade de convergência é maior quando se utiliza o método espacial quando comparada ao método *MQO*, de 3% no último para 4% no espacial. E o período de meia vida se reduz para mais de 18 anos (quase 19 anos).

O modelo *MRW* estimado pelo método *SAR-KP* apresenta queda na magnitude dos coeficientes (em módulo) taxa efetiva de depreciação (de -0,40 para -0,29) e capital físico (de 0,17 para 0,14), comparado aos resultados obtidos pelo *MQO*. E aumento nos coeficiente renda *per capita* inicial (de -0,51 para -0,59) e capital humano. Importante destaque deve ser dado ao capital humano que apresenta o coeficiente com os efeitos mais elevados do modelo 0,49 pelo *MQO* e 0,61 pelo *SAR-KP*. A taxa de convergência aumenta quando comparado àquela estimada por *MQO*, de 7% para 9% e o período de meia vida para a convergência se reduz de 9 anos para 7 anos.

O mesmo efeito verificado na estimação via *MQO* entre os modelos de Solow e *MRW* também é observado na metodologia espacial *SAR-KP*. Há a redução da magnitude dos coeficientes relacionados à taxa efetiva de depreciação e capital físico com a inserção do capital humano na análise. E a tendência destes coeficientes apresentarem-se menores no método *MQO* pode indicar viés quando se emprega o *MQO* por não considerar o efeito espacial em sua análise, elevando a importância dessas variáveis para a análise.

A próxima tabela (*Tabela 6*) expõe resultados dos modelos de crescimento endógeno de Benhabib e Spiegel (1994) e sua versão espacial de acordo com Pedraza, Florax e Groot (2008) - o modelo Benhabib e Spiegel espacial - usando estimadores de *MQO*, *SAR-KP* e o *SEM*.

Tabela 6-Resultado para o modelo de crescimento endógeno Benhabib-Spiegel e Benhabib-Spiegel espacial. Estimados por MQO, GMM (SAR-KP) e MV (SEM).

Variáveis	Benhabib-Spiegel		Benhabib-Spiegel Espacial			
	<i>MQO</i>		<i>SAR - KP</i>		<i>SEM</i>	
Constante	0.1875	0.2020	0.1654	0.1964	0.1632	0.1961
	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>
Força de Trabalho	-0.6135	-0.6274	-0.5863	-0.5991	-0.5844	-0.5972
	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>
Capital físico	0.5297	0.5439	0.5382	0.5546	0.5390	0.5553
	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>
Capital humano	0.0374	0.0560	0.0412	0.0552	0.0417	0.0551
	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>
<i>Spillover</i>		-0.0243		-0.0238		-0.0238
		<i>0.00</i>		<i>0.00</i>		<i>0.00</i>
<i>Catch-up</i>		-0.0001		-0.0012		-0.0013
		<i>0.93</i>		<i>0.39</i>		<i>0.37</i>
λ			0.3067	0.388	0.3296	0.3290
F	400.10	245.60				
p-valor	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>				
I de Moran	0.15	0.15				
p-valor	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>				
LM-erro	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>				
Robusto M-erro	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>				
LM-Lag	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>				
Robusto LM-lag	<i>0.95</i>	<i>0.72</i>				
R-ajustado	0.22	0.22				
Jarque-Bera	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>				
Breusch-Pagan	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>				
AIC	-1226.93	-1244.69			-1445.90	-1465.50

* Os elementos que estão em itálico e negrito são os *p-valores*.

** O λ indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada.

Com base nas estimativas por *MQO*, o teste de *I de Moran* expõe a presença de relação espacial no resíduo. Os testes de *Multiplicador de Lagrange* indicam que o método espacial adequado é o *SEM*, mas considerando que os testes Jarque-Bera e Breusch-Pagan apontaram problemas com normalidade e heterogeneidade, o modelo mais adequado é o *SAR* de Kelejian e Prucha (1999).

As estimações pelo *SAR-KP* apresentam poucas mudanças nos coeficientes das variáveis explicativas, principalmente quando comparado aos resultados do *SEM*. O modelo sem os termos de *spillover* e de *catch-up* exibem efeitos maiores dos capitais físico e humano no crescimento quando se compara às estimativas por *MQO*. Entretanto, o papel da taxa de crescimento força de trabalho é menor (em módulo).

Tais tendências se mantêm com a inclusão dos termos de *spillover* e de *catch-up* no método *SAR-KP* comparado ao *MQO*, com exceção do capital humano que apresenta uma leve redução em seu efeito. O termo de *spillover* tem seu efeito alterado de forma ínfima, uma redução em sua magnitude em relação ao método *MQO*.

Ao adicionar os termos explícitos espaciais, tanto dentro do *MQO* como do *SAR-KP*, constata-se o aumento da magnitude da variável capital humano, (de 0,037 para 0,056 no *MQO* e de 0,041 para 0,055 no *SAR-KP*). A variável de *catch-up* é não significativa, o que corrobora o resultado encontrado por *MQO*.

Estes resultados para o modelo de crescimento endógeno espacial parecem indicar que os efeitos dos capitais, físico e humano, impulsionam positivamente o processo de crescimento da renda regional, para todas as localidades. O resultado que deve ser frisado para este modelo é que a inserção dos termos de *spillover* e *catch-up* elevam o coeficiente do capital humano. Isso mostra que o modelo está captando os efeitos do capital humano sobre a variação do nível de tecnologia, e este por sua vez, está impactando no crescimento econômico. O efeito do *spillover* de capital humano exerce sua função de contágio negativamente sobre seus vizinhos.

De acordo com os resultados dos coeficientes das variáveis que mensuram os *spillovers* e o *catch-up*, seria interessante inserir indicadores de desigualdade entre as regiões como forma de auxiliar na busca de uma explicação dos sinais negativos encontrados.

O cenário não é otimista, pois o sinal negativo para o *spillover* indica que os municípios que possuem maior tecnologia não transferem os benefícios dos efeitos de seu capital humano. Pelo contrário, concentram os benefícios em seu próprio território e ainda atraem os recursos dos

vizinhos. Apesar de indicar os efeitos totais na linha esperada no modelo *MRW*, os efeitos indiretos dos capitais físico e humano direcionam para tal conclusão também nesse modelo³⁰.

Em um país heterogêneo como o Brasil, pode-se interpretar tal resultado através da observação territorial. Os locais mais desenvolvidos refletem polos de oportunidades ao resto do país, gerando um contingente de atração de recursos, com e sem qualificação. Assim, há um efeito negativo para os demais municípios, já que parte dos seus recursos está se dissipando.

³⁰ Assim, pode haver uma tendência para a formação de clubes de convergência de cidades com maiores crescimentos por conta de aumentos percentuais maiores dos capitais físico e humano que drenam esses recursos dos seus vizinhos. Ainda, os municípios vizinhos são beneficiados em termos de crescimento ao estarem próximos de cidades com maiores taxas de crescimento populacional. Esta proposição está sendo levantada apenas por se apresentar como uma possibilidade no sentido de melhorar a investigação sobre os determinantes do crescimento, o papel do capital humano e do espaço no crescimento, mas não faz parte do escopo deste trabalho.

CONCLUSÕES

O presente estudo baseia-se no trabalho de Pede, Florax e Groot (2008) como referência para investigar o papel do espaço geográfico, da liderança tecnológica e do capital humano no crescimento dos municípios brasileiros, entre 1991 e 2000. O estudo buscou abordar os seguintes modelos de crescimento exógeno: Incondicional de crescimento; de Solow-Swan (1956); e de Mankiw, Romer e Weil (1992). Adicionalmente, foram considerados os modelos de crescimento endógeno Benhabbib e Spiegel (1994) e sua versão espacial elaborada por Pede, Florax e Groot (2008). Estes modelos foram estimados por *MQO* e por métodos espaciais.

O teste do *I de Moran* aponta para a presença de correlação espacial para todos os modelos apresentados. Logo, pode-se considerar que o espaço é relevante para o crescimento. Pela existência desse problema, quando os modelos são estimados por *MQO*, os estimadores são tendenciosos e inconsistentes.

As taxas de convergência obtidas são predominantemente superiores às encontradas por Pede, Florax e Groot (2008), cujo maior valor é dado pelo modelo *MRW* (cerca de 9%) considerando efeitos espaciais, pelo método de *SAR-KP* e, o *MRW* pela metodologia tradicional (cerca de 7%), e conseqüentemente possuem os menores valores de meia vida, um pouco mais de 9 anos e meio pelo *MQO* e um pouco mais de 7 anos e meio pelo *SAR-KP*.

Com relação ao modelo *MRW*, a análise dos resultados apontou a grande importância regida pelo capital humano. A omissão desta variável indica viés para mais (em módulo) nos coeficientes de capital físico e da depreciação efetiva do capital, tanto pelo método *MQO* como pelo *SAR-KP*. Outro resultado que chama atenção para o modelo *MRW* é o de que os municípios vizinhos são beneficiados ao estarem próximos daqueles com elevado crescimento populacional (*transbordamento* positivo), que em geral são os mais dinâmicos economicamente. Este fato é especialmente interessante, pois imprime ao efeito *transbordamento* da taxa de crescimento populacional uma importância que não era enfatizada.

Os resultados do modelo de crescimento endógeno de Benhabbib e Spiegel (1994), mesmo com a consideração dos efeitos espaciais, também indicam que o capital humano é relevante, bem como o capital físico. Os efeitos dos *spillovers* apontam que o crescimento parece estar concentrado, ao invés de apresentarem um efeito positivo de transbordamento aos seus

vizinhos. Os resultados sugerem a existência de efeitos de *spillovers* de capital humano negativos.

O *catch-up* tem uma relação estrita com o hiato tecnológico e com as diferenças de capital humano entre os municípios e o líder tecnológico, é fundamental que esta diferença não seja demasiada, para influenciá-lo positivamente. Ambas as estimações mostraram que o efeito do *catch-up* no crescimento não é significativo.

Os resultados obtidos apontam que o capital humano tem um forte efeito direto e indireto nos modelos de crescimento exógenos e endógenos, respectivamente. Isso significa dizer que a capacidade doméstica de inovar através do investimento em capital humano é relevante para todas as regiões. Em relação aos coeficientes das variáveis que mensuram o *spillovers* e o *catch-up* os resultados são contrários ao esperado, mas condizente com os resultados obtidos por Pede, Florax e Groot (2008). Assim, seria interessante a inserção de indicadores de desigualdade entre as regiões como forma de auxiliar na busca de uma explicação mais detalhada para esses resultados. Neste ponto, seria interessante também, estudar os efeitos migratórios da força de trabalho qualificada, assim seria possível testar se há diferenças nos coeficiente das variáveis taxa de crescimento da população e *catch-up*. Outro tema que pode ser estudado a partir dos resultados encontrados no presente estudo é testar a possibilidade da formação de clubes de convergência de municípios com maiores níveis de capitais físico e humano, situados próximos às cidades com taxas elevadas de crescimento populacional. Contudo, tais propostas figuram-se tópicos para trabalhos futuros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M., GROOT, H.L.F., FLORAX, R.J.G.M., 2005. “Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods”. *Région et Développement*, nº 21-2005.

AGHION, P., HOWITT, P. 1992 “A model of growth through creative destruction”. *Econometrica*, v.60, n.2, p.323-351.

ALMEIDA, E.S.; PEROBELLI, F.S.; FERREIRA, G.C. 2008 “Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?” *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 46, n. 1.

ANSELIN L., 2001. “Spatial Econometrics”, in Baltagi B. H. (ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell Publisher, Oxford.

ANSELIN, L. 2002: “Under the Hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models”, *Agricultural Economics*, 27, pp. 247-267.

ANSELIN, L. 2007. “Spatial Regression Analysis”, in R: *A workbook*.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S. 2008 “Crescimento econômico e convergência de renda no Brasil: a contribuição do capital humano e da infra-estrutura”. In: *VI Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - VI ENABER*, 2008 Aracaju. Anais do VI ENABER.

BARRO, R. J. 1991. “Economic Growth in a Cross Section of Countries”. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 106, Issue 2, 407-443

BARRO, R. J.; LEE, J. W. 2001 “International data on educational attainment: update and implications”. *Oxford Economic Papers*, v.53, n,3, p.541-563.

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

BENHABIB, J. E SPIEGEL, M. 1994. “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data”. *Journal of Monetary Economics*. 34, p. 143-173.

BERTUSSI, G.L.; FIGUEIREDO, L. 2009. “Hipótese de Convergência: uma análise para a América Latina e o Leste Asiático entre 1960-2000”. *Texto para discussão* nº 354, UFMG/Cedeplar.

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

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

EASTERLIN, R. A. 1981. “Why isn’t the whole world developed?” *Journal of Economic History*, 41(1):1-19; disponível no link: <http://links.jstor.org/sici?sici=0022-0507%28198103%2941%3A1%3C1%3AWITWWD%3E2.0.CO%3B2-Y>.

EASTERLY, W.; R. LEVINE 1998. “Troubles with the Neighbours: Africa’s Problem, Africa’s Opportunity”, *Journal of African Economies*, 7, pp. 120-142.

ERTUR, C.; LE GALLO, J.; BAUMONT, C. 2006 “The European Regional Convergence Process, 1980–1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?” *International Regional Science Review*. Vol. 29, n. 1, p. 3–34.

FINGLETON, B. 1999. “Economic geography with spatial econometrics: a “third way” to analyse economic development and “equilibrium” with application to the EU regions”. *EUI Working Paper ECO*, n. 99/21.

HALL, R. E.; JONES, C. I. 1999 “Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?” *Stanford Working Papers*, março.

JONES, C. I. 1995 “R&D based models of economic growth”. *The Journal of Political Economy*, v.103, n.4, p.759-784.

KELEJIAN, H.H.; PRUCHA, I.R. 1999. "A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model". *International Economic Review*, vol. 40, n. 2.

KELLER, W. 2004 "International Technology Diffusion". *Journal of Economic Literature*, v. XLII, pp.752-782, september.

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

LE GALLO; DALL'ERBA 2005 "Spatial and Sectoral Productivity Convergence between European Regions, 1975-2000". Urban/Regional 0503004, *EconWPA*.

LE GALLO, J.; ERTUR C. 2003. "Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per Capita GDP in Europe, 1980-1995". *Papers in Regional Science*, 82, pp.175-201.

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

LE SAGE, L.;PACE, R.K. 2009 "*Introduction to Spatial Econometrics*", Boca Raton, Taylor & Francis.

LE SAGE, L 2011. "Discussion: Applications and Innovations in Spatial Econometrics". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 43,3(August):339–343.

LÓPEZ-BAZO et al. 2004 "Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions", *Journal of Regional Science*, 44, pp. 43-73. In: ABREU, M., et al., 2005. "Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods". *Région et Développement*, nº 21.

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

MAGALHÃES, A. M. 2001. "Clubes de Convergência no Brasil: uma Abordagem com Correção Espacial". *XXIX Encontro Nacional de Economia*, Salvador. Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia. Salvador: ANPEC, v. 1. p. 1-20.

MAGALHÃES, A. M.; HEWINGS, G. D. ; AZZONI, C. 2000. Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil . In: *Internacional Regional Science Meeting*, Chicago. Anais do Internacional Regional Science Meeting.

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

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

MONASTERIO, L.M.; ÁVILA, R. P. 2004 “Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio grande do sul (1939-2001)”. XXXI Encontro Nacional de Economia ANPEC. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A113.pdf>

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

NELSON, R. E PHELPS, E. 1966. “Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth”. *American Economic Review*. 56, p. 65-75.

NETO, G. B. 1993. “Gary Becker: Prêmio Nobel de Economia 1992”. *Análise Econômica*. UFRS – Porto Alegre. Ano11, nº19, pp.188-191(Março).

OLIVEIRA, C. A. 2005. “Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do estado do Ceará”. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 36, n. 3, 21p.

PEDE, V.O., FLORAX, R.J.G.M, GROOT, H.L.F., 2008. “Technological Leadership, Human Capital and Economic Growth: A Spatial Econometric”. *Annales d'Économie et de Statistique*, nº 87/88, Spatial Econometrics, Innovative Networks and Growth (Jul. - Dec.), pp. 103-124.

PIMENTEL, E. A.; HADDAD, E. A. 2004. “Análise da Distribuição Espacial da Renda dos Municípios de Minas Gerais: uma abordagem setorial”. Texto para discussão, NEREUS.

QUAH, D (1997), "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59.

RESENDE, G. M. 2005. “Teste de Robustez e Externalidades Espaciais: o caso dos estados brasileiros e dos municípios mineiros”. (*Dissertação de Mestrado*) – Belo Horizonte, MG – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG.

RESENDE, G.M.; SILVA, A.M.A. 2007 “Crescimento Econômico dos Municípios da Região Sul do Brasil: uma análise espacial”. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v.28, n.2, p. 549-576, out. 2007.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. 1999. “US regional income convergence: A spatial econometric perspective”. *Regional Studies*. Vol. 33, n.2, p. 143-156.

ROBERTS, M. & SETTERFIELD, M. 2007 “Endogenous regional growth: a critical survey”, Cambridge Centre for Economic and Public Policy Working Papers, WP0107.

RODRIGUES JÚNIOR, W, ALBUQUERQUE, P., LAURETO, C., PENA, M., GUIMARÃES, R, ALMEIDA JÚNIOR. 2010. “Augmenting the Solow-Romer Model with Spatial Externalities: An application to the Brazilian Case”. *32º Encontro Brasileiro de Econometria*.

ROMER, P. 1986 “Increasing returns and long-run growth”. *The Journal of Political Economy*, v.94, n.5, p.1002-1037.

ROMER, P. 1990 “Endogenous technological change”. *The Journal of Political Economy*, v.98, n.5, p.71-102.

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

SILVA, A. M. e RESENDE, G. M. 2006. “Crescimento Econômico Comparado dos Municípios Alagoanos e Mineiros: uma análise espacial. Brasília, fevereiro de 2006. Texto para discussão, n. 1162.

SILVEIRA NETO, R.M. 2001 “Localização, Crescimento e Spillovers: Evidências para os Estados Brasileiros e Setores”. XXIX Encontro Nacional de Economia. Salvador/BA, 2001. *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*.

SILVEIRA NETO, R. M. e AZZONI, C. R. 2008. “Non-Spatial Policies and Regional Income Inequality in Brazil”. In: RSAI Congress. Anais. São Paulo.

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

STAMPE, M. Z.; PORSSE, A. A.; PORTUGAL, M. S. 2011. "Mudança demográfica e crescimento econômico no Brasil: uma análise exploratória de dados espaciais". *39º Encontro Nacional de Economia, Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*.

UZAWA, H. 1965. "Optimum Technical Change in An Aggregative Model of Economic Growth". *International Economic Review*, Vol. 6, No. 1. (Jan., 1965), pp. 18-31. Disponível em: <http://links.jstor.org/sici?sici=0020-6598%28196501%296%3A1%3C18%3AOTCIAA%3E2.0.CO%3B2-Y>.

APÊNDICE A – Formalização do viés e inconsistência dos estimadores *MQO* na presença de dependência espacial

Para entender melhor o viés presente no caso da existência de dependência espacial em caso de estimadores obtidos via *MQO*, tem-se o modelo dado (LESAGE; PACE, 2009, cap.2, pp.23-43); (ABREU *et al.*, 2005); (LESAGE, 2011):

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

E supondo que o Processo Gerador de Dados (*DGP*) é conhecido:

$$y = \varphi W y + \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

Tem-se que por (1)

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (3)$$

Para prova de não viés, a expressão da população (2) é substituída no y (3), então substituindo y por *DGP* (2), tem-se:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'(\varphi W y + \beta X + \varepsilon) \quad (4)$$

Tomando-se as esperanças:

$$E(\hat{\beta}) = E[\varphi(X'X)^{-1}X'W y + \beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon] \quad (5)$$

$$E(\hat{\beta}) = \beta + E[\varphi(X'X)^{-1}X'W y] \quad (6)$$

Logo, $E(\hat{\beta}) = \beta$ apenas se $\varphi = 0$ ou $E(X'W y) = 0$, neste caso a estrutura espacial autorregressiva é irrelevante, caso contrário, como é a situação **quando a dependência espacial é confirmada, $\hat{\beta}$ estimado por *MQO* é viesado.**

A **inconsistência** também está presente, pois ao se tirar o limite em probabilidade do estimador $\hat{\beta}$ verifica-se que o resultado é diferente do parâmetro da população. Logo, $plim(X'W y)$ pode ser $\neq 0$.

APÊNDICE B – Formalização dos efeitos marginais dos modelos espaciais

A interpretação na comparação entre os coeficientes do modelo *lag* espacial em relação aos coeficientes da regressão *MQO* é um pouco mais complexa do que observar os coeficientes dados pelos modelos estimados. Considerando o modelo a seguir:

$$y = \alpha + \beta x + \varepsilon \quad (1)$$

Onde ε é o termo de erro aleatório. O efeito marginal de x sobre y é dado por:

$$\frac{\partial y}{\partial x} = \beta \quad (2)$$

A interpretação no modelo de *lag* espacial é diferente. Para entender melhor, considere:

$$y = \rho W y + \alpha + \beta x + \varepsilon \quad (3)$$

Onde x é uma variável explicativa, e ρ é um parâmetro que indica a extensão da interação entre as observações com as entradas não nulas de W , a matriz de vizinhança espacial. O modelo pode ser reescrito de forma reduzida, de acordo com Abreu *et al.*(2005) por:

$$y = (I - \rho W)^{-1}[\alpha + \beta x + \varepsilon] \quad (4)$$

O efeito marginal de um aumento em x sobre y é:

$$\frac{\partial y}{\partial x} = \frac{\partial[(I - \rho W)^{-1}\beta x]}{\delta x} = [(1 - \rho W)^{-1}]\beta \quad (5)$$

Onde $(1 - \rho W)^{-1}$ é o multiplicador espacial (Anselin, 2002). Isto é equivalente a:

$$\frac{\partial y}{\partial x'} = (1 - \rho W)^{-1}\beta \quad (6)$$

A interpretação correta do modelo de *lag* espacial e da distinção conceitual entre os diversos efeitos causados pelo multiplicador pode ser visto pela decomposição do multiplicador espacial usando a fórmula para um soma tendendo ao infinito (desde $|\rho| < 1$):

$$\begin{aligned} \frac{\partial y}{\partial x'} &= (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots)\beta \\ &= I\beta + \beta\rho W + \rho^2 W^2\beta + \rho^3 W^3\beta + \dots \end{aligned} \quad (7)$$

O primeiro termo do lado direito é a matriz com os efeitos diretos da diagonal (o efeito de y_i de uma mudança marginal em x_i , onde i se refere a unidade espacial), e zeros nas demais posições. O segundo termo é a matriz com zeros na diagonal principal, e com os efeitos indiretos na posição off-diagonal das regiões j , definidas como os vizinhos de i na matriz de vizinhança espacial. Estes efeitos indiretos são os *spillovers* do efeito direto, e ambos os efeitos são locais, no sentido de que somente as regiões as quais existem um choque exógeno e seus vizinhos são afetados.

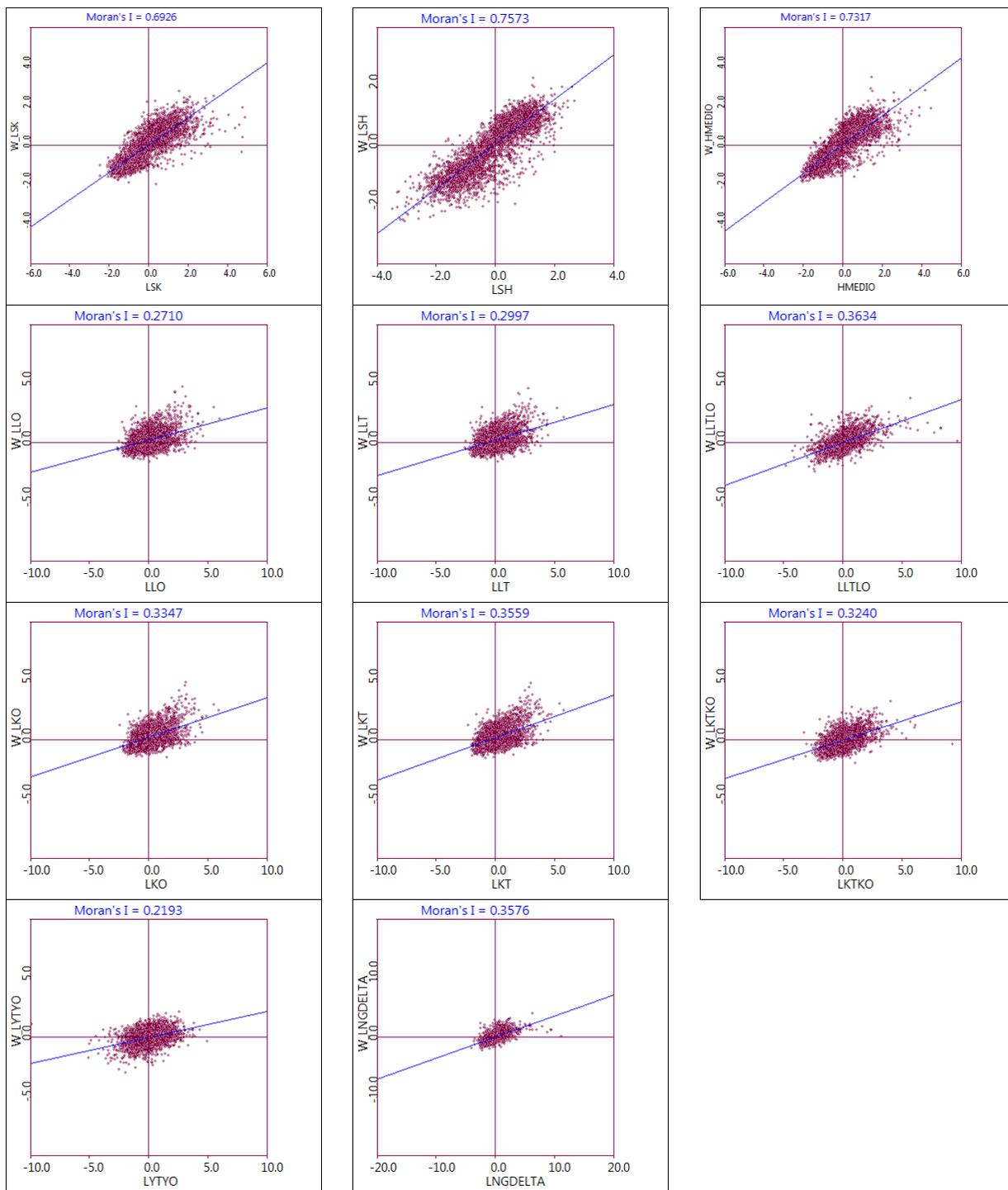
O efeito total de um aumento em x é a soma dos efeitos direto e indireto. Os efeitos diretos não são específicos da região e são representados pelos coeficientes β estimados. Os efeitos indiretos dependem na ordem espacial implicada pela matriz de vizinhança e são tipicamente específicos da região. É, portanto incorreto comparar os β s dos modelos *SAR* com os betas do *MQO*, pois os primeiros correspondem apenas ao efeito marginal direto, enquanto o último representa o efeito marginal total.

Tem-se que a soma das colunas dos elementos da matriz do multiplicador espacial para a região i representa o efeito total em todas as regiões j de um choque exógeno na região i . Enquanto que a soma das linhas para a região i representa o efeito total na região i de um choque simultâneo em todas as regiões j .

A mesma análise pode ser feita para o caso do *SAC*, já que ele também possui correlação no termo de *lag* espacial e por isso sofrerá a mesma influencia do multiplicador espacial sobre o *lag*.

APÊNDICE C – Gráficos de Dispersão de Moran

Gráfico 3 - Dispersões de Moran



Fonte: Elaboração própria. Dados: vide seção metodológica