

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PIMES)
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

Ricardo Carvalho de Andrade Lima

**CRESCIMENTO ECONÔMICO REGIONAL E DEPENDÊNCIA
ESPACIAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DA EXPERIÊNCIA
BRASILEIRA NO PERÍODO DE 1970-2010**

RECIFE

2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PIMES)
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

Ricardo Carvalho de Andrade Lima

**CRESCIMENTO ECONÔMICO REGIONAL E DEPENDÊNCIA ESPACIAL:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA DA EXPERIÊNCIA BRASILEIRA NO PERÍODO
DE 1970-2010.**

Trabalho de dissertação de
mestrado submetido para
avalição da banca
examinadora do Programa
de Pós Graduação em
Economia – PIMES.

Orientador: Profº. Drº. Raul
da Mota Silveira Neto.

Recife

2014

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

L732c Andrade Lima, Ricardo Carvalho
Crescimento econômico regional e dependência espacial: uma análise empírica da experiência brasileira no período de 1970-2010 / Ricardo Carvalho de Andrade Lima. - Recife : O Autor, 2014.
49 folhas : il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto.
Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2014.
Inclui referências e apêndices.

1. Crescimento econômico. 2. Spillovers espaciais. 3. Paineis espaciais.
I. Silveira Neto, Raul da Mota (Orientador). II. Título.

330.1 CDD (22.ed.) UFPE (CSA 2014– 068)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PIMES)
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO
DO MESTRADO EM ECONOMIA DE:

Ricardo Carvalho de Andrade Lima

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Ricardo Carvalho de Andrade Lima **APROVADO**.

Recife, 12 de março de 2014.

Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto
Orientador

Prof^a. Dr^a. Tatiane Almeida de Menezes
Examinador Interno

Prof. Dr. Guilherme Mendes Resende
Examinador Externo/IPEA

Agradecimentos

À minha namorada, Nanda, pelo amor, companheirismo e compreensão.

Aos meus pais Eliana e Ricardo e ao meu irmão, Raphael, pelo amor, incentivo e apoio incondicional. A Lula, pelos conselhos e aprendizado.

A Felipe, meu cunhado e amigo, pelos valiosos conselhos e incentivos.

Aos meus colegas de mestrado; Deborah, Wagner, Eduardo, Sérgio, Júnior, Edivaldo, Felix e Kleyton, pelas boas horas de estudo.

Aos meus amigos e professores da UFRPE, em especial a Lutenberg, Tarcísio, Rafaela, Leandro e professora Lúcia e professora Ana Paula Amazonas.

Ao meu primeiro professor de economia, Luiz Flávio Maia, o qual me fez tomar gosto pelo estudo da Economia. E ao meu orientador de iniciação científica, Luis Henrique Romani, pelos conselhos e grandes aprendizados.

Ao meu orientador, Raul Silveira, pelo empenho dedicado à elaboração desse trabalho, e a professora Tatiane Menezes pelo grande empenho na transmissão do conhecimento.

CRESCIMENTO ECONÔMICO REGIONAL E DEPENDÊNCIA ESPACIAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DA EXPERIÊNCIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 1970-2010.

RESUMO

O objetivo do trabalho é identificar os determinantes do crescimento econômico e analisar a dinâmica de renda considerando um painel de 1970-2010 com 522 microrregiões brasileiras. Tendo como base o modelo teórico de Mankiw-Romer-Weil com a expansão espacial proposta por Ertur e Koch (2006), emprega-se um *Spatial Durbin Model* (SDM) com efeitos-fixos, uma estratégia empírica que considera simultaneamente a dependência espacial e as heterogeneidades específicas de cada economia. Soma-se a isso a estimação dos impactos diretos e impactos indiretos (*spillovers*) dos determinantes do crescimento regional. Os resultados indicam uma forte dependência espacial entre as microrregiões brasileiras, além disso, há evidências que mostram que tanto o investimento em capital físico quanto o investimento em capital humano importam não só para o crescimento da própria economia, como também para o crescimento de economias vizinhas.

Palavras-Chave: Crescimento Econômico, *Spillovers* Espaciais, Painel Espacial.

ABSTRACT

The aim of this dissertation is to identify the determinants of economic growth and analyze the dynamics of income considering a panel of 1970-2010 with 522 Brazilian microregions. Based on the theoretical model of Mankiw-Romer-Weil with the spatial expansion proposed by Ertur and Koch (2006), we employed a Spatial Durbin Model (SDM) with fixed-effects, an empirical strategy that simultaneously considers the spatial dependence and specific heterogeneity of each economy. Added to this the estimation of direct impacts and indirect impacts (*spillovers*) of the determinants of regional growth. The results indicate a strong spatial dependence among Brazilian microregions, moreover, there is evidence that both investment in physical capital and investment in human capital matter not only for the growth of the economy itself, but also for the growth of neighboring economies.

Keywords: Economic growth, Spatial Spillovers, Spatial Panel.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Algumas características da literatura de crescimento econômico espacial.	25
Tabela 2 - Coeficientes de correlação entre o estoque de capital residencial e outras medidas de capital físico.	31
Tabela 3 - Estatísticas descritivas para as variáveis em análise:.....	33
Tabela 4 – Determinantes do crescimento regional brasileiro – Estimções em Painel – A variável dependente é o crescimento da renda per capita.....	35
Tabela 5– Impactos diretos, indiretos e totais das variáveis no crescimento regional.	36
Tabela A 1 - correlações entre as variáveis em análise:.....	47
Tabela A 2 - Impactos do modelo SDM: Matriz com os 4 vizinhos mais próximos (W1):	48
Tabela A 3 - Impactos do modelo SDM: Matriz com os 8 vizinhos mais próximos (W3):	48
Tabela A 4 - Proporção de microrregiões (%) nos dois quartis mais altos da distribuição de efeitos-fixos por Macrorregião e Estados:.....	49

SUMÁRIO

1- Introdução	9
2- Fundamentação teórica	12
3- Modelos de crescimento com extensão espacial: contribuições de estudos anteriores.	17
4 - Metodologia e Dados	26
4.1 - Forma Funcional: <i>Spatial Durbin Model</i> (SDM).....	26
4.2 - Estimação: SDM com efeitos-fixos.....	27
4.3 - Interpretação dos parâmetros.	28
4.4 - Dados e matrizes espaciais	30
5 – Resultados.....	33
5.1 – Análise Descritiva das variáveis.....	33
5.2 – Estimação do modelo e cálculo dos impactos.....	34
5.3 – Distribuição Espacial dos Efeitos-Fixos	38
6 - Conclusão.....	40
7- Referências Bibliográficas	42
Apêndice 1 - Elasticidade da taxa de crescimento da região “i” em relação ao nível de investimento em capital humano de regiões vizinhas.	45
Apêndice 2 – Matriz de correlação das variáveis em análise:	47
Apêndice 3 – Estimação de impactos com a matriz $W1$ e com a matriz $W3$:.....	48
Apêndice 4 – Efeitos-fixos: Macrorregiões e Estados	49

1- Introdução

A interdependência econômica entre regiões distintas vem se tornando cada vez mais significativa; as economias transacionam bens, realocam fatores de produção, movimentam capital financeiro para outras regiões e difundem conhecimento tecnológico, de modo que o acúmulo de conhecimento em uma região acaba influenciando a produtividade em todas as empresas, onde quer que elas estejam instaladas. (Arbia e Piras, 2005).

Frente a essas evidências e com desenvolvimento de técnicas de econometria espacial, alguns estudos analisaram o processo de crescimento econômico considerando a interdependência entre as economias. O estudo de Rey e Montouri (1999) foi o pioneiro nessa questão. A partir de dados para os estados norte-americanos, os autores evidenciaram que há um forte grau de dependência espacial entre diferentes regiões, de forma que a taxa de crescimento de determinado estado é afetado positivamente pela taxa de crescimento de estados vizinhos. Arbia e Piras (2005), Fischer (2010) e Fingleton e López-Bazo (2006), dentre outros, evidenciaram resultados semelhantes para a Europa: a taxa de crescimento ou o produto per capita de um país específico é espacialmente correlacionado. Magalhães et al. (2000) e Silveira-Neto e Azzoni (2006) encontraram evidências da existência de dependência espacial entre os estados brasileiros. Tian et al. (2010) e Seya et al. (2012), encontraram resultados semelhantes para a China e o Japão, respectivamente.

Dessa forma, segundo Acemoglu (2009), considerar a hipótese de economia fechada em modelos teóricos de crescimento restringe de forma significativa a validação destes por dados empíricos. Assim, torna-se necessário elaborar modelos teóricos que relaxem esse tipo de hipótese. Baseado na evidência de Keller (2002) de que a difusão tecnológica diminui com a distância geográfica entre duas regiões, Ertur e Koch (2007) propuseram uma especificação para a tecnologia que considera o conhecimento gerado por regiões vizinhas como um fator determinante da tecnologia de uma região específica. Já López-Bazo et al. (2004) propõem uma especificação que considera que a tecnologia de determinada região depende dos níveis de capital físico e capital humano de seus vizinhos.

Dentro desse contexto de interdependência econômica entre regiões, torna-se de fundamental importância verificar como se dá o impacto na taxa de crescimento econômico de determinada região em decorrência de variações nos níveis de capital humano e físico de regiões vizinhas. Ou seja, a presença de *spillovers* positivos de capital humano/físico pode ser um indicio de que determinada região pode ser beneficiada (em termos de produto) quando seus vizinhos investem em capital. Já a presença de *spillovers* negativos é um indicio da presença de efeitos concorrenciais. A identificação e a mensuração desses *spillovers* de capital possui uma grande importância para a direção de políticas regionais e, portanto, será o objetivo principal do presente estudo.

Embora a especificação teórica de Ertur e Koch (2006) aponte para a existência de *spillovers* positivos do capital humano e do capital físico, os trabalhos empíricos não apontam para uma direção consensual. Por exemplo, nos estudos que foram feitos para o Brasil (microrregiões), Resende et al. (2012) detectaram que o *spillover* de capital humano não foi significativo para explicar a taxa de crescimento econômico, enquanto Özyurt e Daumal (2013) detectaram a existência de *spillovers* positivos. No entanto,

ambos os estudos apresentaram algumas limitações metodológicas que podem ter influenciado os resultados.

A primeira delas, que é encontrada no estudo de Resende et al. (2012), é a interpretação imprecisa dos parâmetros estimados do *Spatial Durbin Model* (SDM), como parâmetros de regressões usuais. Como foi mostrado por LeSage e Fischer (2008), na análise de econometria espacial, quando são considerados modelos que incorporam explicitamente a influência do crescimento das economias vizinhas (*Lag Spatial Models*), é necessário calcular os impactos diretos e impactos indiretos para se conhecer o efeito marginal verdadeiro de uma variação na variável independente, bem como fazer inferência sobre o sinal, a magnitude e a significância das variáveis explicativas.

Já Özyurt e Daumal (2013), embora tenham calculado os impactos diretos e indiretos e interpretado os parâmetros de forma correta, não utilizaram nenhum tipo de estratégia para permitir heterogeneidade entre as funções de produção de diferentes regiões. Segundo Islam (1995), uma forma adequada de eliminar esse tipo de problema é estimar as regressões de crescimento através de dados em painel, com o estimador de efeitos-fixos. Outra vantagem da utilização de modelos em painel é de eliminar o viés de variáveis omitidas que são fixas no tempo, reduzindo o problema de endogeneidade.

Para o caso brasileiro, Azzoni et al. (2000) foram os primeiros a incorporar a metodologia de modelos de painel (não espaciais) ao estudo do crescimento econômico regional. Segundo tais autores, como parte dos efeitos espaciais está associada à localização e a geografia das unidades de observação, ao se utilizar a estratégia de painel com efeitos-fixos esses efeitos são controlados, gerando um maior grau de precisão aos resultados. No entanto, o trabalho de Azzoni et al. (2000) não incorporou a dependência espacial de maneira explícita, o que impossibilita uma análise mais realista acerca da dinâmica espacial entre as diferentes regiões, não tornando possível, por exemplo, a identificação de *spillovers* espaciais.

Outra grande limitação dos estudos de crescimento econômico regional no Brasil que utilizam unidades geográficas menores que os estados é a desconsideração do papel do capital físico, em parte, em decorrência da dificuldade de mensuração de tal variável. Essa limitação dificulta a consistência teórica de modelos empíricos, uma vez que, a teoria mostra que tanto o investimento em capital humano quanto o investimento em capital físico são importantes na explicação do crescimento econômico.

Dadas às limitações metodológicas de trabalhos anteriores e a ausência de trabalhos que consideram simultaneamente os papéis do capital físico e humano para o crescimento regional brasileiro, o objetivo deste trabalho é analisar empiricamente os determinantes do crescimento econômico entre 1970 e 2010 considerando explicitamente o papel do capital humano e do capital físico. Tal objetivo é perseguido a partir de uma estrutura de dados em painel para as microrregiões brasileiras, o que permite apreender as heterogeneidades destas unidades regionais, e de uma estratégia econométrica que captura a potencial dependência espacial das dinâmicas locais de crescimento, o que permite obter medidas de *spillovers* espaciais associados aos determinantes do crescimento regional.

Mais especificamente, o presente estudo utiliza a metodologia de painel espacial com efeitos-fixos, proposta por Elhorst (2003) com base na especificação teórica desenvolvida por Ertur e Koch (2006). Segundo Arbia e Piras (2005), a grande vantagem da metodologia de painel espacial é a de controlar tanto os aspectos espaciais

quanto os aspectos que são fixos no tempo, reduzindo o problema de variáveis omitidas e, conseqüentemente, de endogenidade.

Neste sentido, o trabalho é pioneiro na interpretação correta dos efeitos marginais sob uma abordagem em painel, isto é, a estimação dos impactos diretos e indiretos, utilizando as medidas sumárias propostas por LeSage e Pace (2009). Como será discutido adiante, essas medidas são úteis para a análise de *spillovers* espaciais. Outra contribuição do trabalho é a de propor uma medida robusta para mensurar o capital físico para unidades geográficas menores que os estados, seguindo o trabalho de Barros et al. (2013). Assim, é possível mensurar a contribuição das distintas formas de investimento em capital para o crescimento econômico das microrregiões, o que é, em termos de política, de suma importância.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: o capítulo 2 apresenta a fundamentação teórica, o capítulo 3 apresenta uma revisão da literatura sobre crescimento econômico que inclui questões espaciais, o capítulo 4 apresenta a estratégia empírica e os dados utilizados, o capítulo 5 apresenta os resultados do estudo e por fim, o capítulo 6 apresenta as conclusões.

2- Fundamentação teórica

No presente capítulo busca-se apresentar um modelo de crescimento econômico que incorpora questões espaciais, de forma que haja um relaxamento da hipótese de economia fechada, imposta no modelo clássico de Solow (1956) e em suas principais extensões. A abordagem teórica desenvolvida nesse capítulo servirá como base para a investigação empírica do trabalho, uma vez que a mesma permite não só testar a possibilidade de dependência espacial entre as taxas de crescimento econômico para diferentes economias, como também permite testar a possibilidade de existência de *spillovers* de capital físico e humano.

Os modelos empíricos de crescimento são utilizados para responder questões relativas à convergência de renda e entender os determinantes do crescimento econômico. Em geral, tais modelos são baseados na teoria de Solow (1956) e em sua extensão para capital humano, o modelo de Mankiw et al. (1992) ou MRW. Esse último assume que a função de produção da economia possui um formato Cobb-Douglas da seguinte forma:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} H_{it}^{\beta} L_{it}^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

Onde Y_{it} é o produto da economia “i” no tempo “t”, A_{it} é o estoque de tecnologia, K_{it} é o estoque de capital físico, H_{it} é o estoque de capital humano, e L_{it} o estoque de mão-de-obra. Os parâmetros α e β variam entre 0 a 1, de modo que haja produto marginal decrescente para os fatores de produção. A equação (1) também pode ser escrita em termos per capita:

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} h_{it}^{\beta} \quad (2)$$

Um dos pressupostos básicos dos modelos neoclássicos de crescimento é que a tecnologia é um bem não rival, no sentido em que o uso da tecnologia por uma região não impede que outra região utilize a mesma tecnologia. (Acemoglu, 2009). No entanto, como é discutido em Fischer (2010), implicitamente ou explicitamente, esses modelos assumem que a tecnologia não se difunde entre as regiões, tornando o pressuposto de não-rivalidade da tecnologia inócuo.

Acemoglu (2009) mostra que um dos grandes problemas dos estudos de convergência de renda é assumir que as economias são “ilhas” sem nenhum tipo de interação, quando na prática as economias comercializam bens, emprestam e investem num mercado financeiro internacional e externalizam ideias e conhecimentos. Arbacia e Piras (2005), por sua vez, apontam que as economias são interdependentes em razão de basicamente três fatores: livre mobilidade de capitais, livre comércio e difusão de tecnologia e conhecimento; assim, uma forma de controlar esses fatores é incluir componentes espaciais em especificações econométricas de modelos de crescimento.

Segundo Ertur e Koch (2007), uma das formas de permitir interação entre as economias é assumir que a acumulação de conhecimento de uma região depende do conhecimento acumulado pelas regiões vizinhas, num processo de interdependência tecnológica. Baseado na evidência empírica de Keller (2002) de que a difusão tecnológica decresce com a distância geográfica entre duas regiões, Ertur e Koch (2007) propõe a seguinte especificação para a difusão de tecnologia:

$$A_{it} = \Omega_t h_{it}^\theta k_{it}^\phi \prod_{j \neq i}^N A_{jt}^{\rho w_{ij}} \quad (3)$$

Onde Ω_t é a quantidade de conhecimento já criada no mundo e disponível para qualquer economia e cresce a uma taxa exógena. h_{it}^θ e k_{it}^ϕ representam a quantidade de capital humano e capital físico por trabalhador, representando o “*Learning-by-doing*” do processo de acumulação de capital, de modo que quanto maior for o estoque de capital humano e capital físico de uma região “i”, maior será seu estoque de tecnologia. Os parâmetros θ e ϕ representam a magnitude das externalidades geradas por capital humano e capital físico, respectivamente. O último termo da expressão relaciona o nível de tecnologia das outras regiões (diferentes de “i”) com a tecnologia da região “i”, mostrando uma relação positiva. w_{ij} são pesos espaciais e representam a conectividade espacial entre a região “i” e a região “j”, sendo um número não-negativo, não estocástico e finito.

Percebe-se que quanto maior for o grau de conectividade entre as regiões maior será w_{ij} , de modo que o nível de tecnologia de uma região i é influenciado de uma forma mais significativa por seus vizinhos mais próximos. Deve-se impor que $0 \leq w_{ij} \leq 1$ e que $\sum w_{ij} = 1$. O parâmetro ρ mede o grau de interdependência tecnológica entre as regiões.

Com o objetivo de encontrar uma equação que represente o estado estacionário da economia e evidencie os determinantes do crescimento econômico de uma região “i” quando o aspecto espacial é considerado, deve-se isolar a tecnologia na equação (3). Isso é feito log-linearizando a equação (3) e a escrevendo de forma matricial:

$$\tilde{A} = \Omega + \theta \tilde{h} + \phi \tilde{k} + \rho W \tilde{A} \quad (4)$$

Onde $\tilde{A}$ é um vetor $n \times 1$ dos logaritmos da tecnologia de cada região “i”, $\tilde{h}$ e $\tilde{k}$ são vetores $n \times 1$ dos logaritmos de capital humano/físico e W é uma matriz $n \times n$ de pesos espaciais. Podemos isolar $\tilde{A}$ da expressão (4) e obter a seguinte equação:

$$\tilde{A} = (I - \rho W)^{-1} \Omega + (I - \rho W)^{-1} \theta \tilde{h} + (I - \rho W)^{-1} \phi \tilde{k} \quad (5)$$

Considerando-se que $(I - \rho W)^{-1} = \sum_{r=0}^{\infty} \rho^r W^r$ e substituindo-se essa igualdade na equação (5), após algumas manipulações algébricas, obtém-se a seguinte expressão para a tecnologia de uma região “i”:

$$A_{it} = \Omega_t^{1/1-\rho} h_{it}^{\theta} k_{it}^{\phi} \prod_{j \neq i}^N h_{jt}^{u_{ij}} k_{jt}^{v_{ij}} \quad (6)$$

Onde $u_{ij} = \phi \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r$ e $v_{ij} = \theta \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r$. A expressão (6) mostra que o nível de tecnologia de uma região i depende tanto dos seus próprios níveis de capital físico e humano per capita quanto dos níveis destas variáveis de seus vizinhos. Para se obter uma expressão para o produto, basta substituir (6) em (2):

$$y_{it} = \Omega_t^{1/1-\rho} h_{it}^{\theta+\beta} k_{it}^{\phi+\alpha} \prod_{j \neq i}^N h_{jt}^{u_{ij}} k_{jt}^{v_{ij}} \quad (7)$$

A partir da equação (7), pode-se perceber que quando $\rho = \theta = \phi = 0$, ou seja, quando não há interação espacial, tem-se exatamente a função de produção de Mankiw et al.

(1992) em termos per capita (equação (2)). Para encontrar o nível de produto no estado estacionário, devem-se considerar as leis de movimento do capital físico e humano:

$$\dot{k}_{it} = s_i^K y_{it} - (\delta + g + n_i)k_{it} \quad (8)$$

$$\dot{h}_{it} = s_i^H y_{it} - (\delta + g + n_i)h_{it} \quad (9)$$

As leis de movimento mostram como o capital físico e o capital humano se acumula, s_i^K é a taxa de investimento em capital físico, s_i^H a taxa de investimento em capital humano e δ é a taxa de depreciação do capital (por simplificação, supõe-se que a taxa de depreciação do capital físico e humano são iguais), n_i é a taxa de crescimento populacional e g é a taxa de crescimento da tecnologia exógena (relacionada ao termo Ω_t da equação (7)). Considerando que no estado estacionário $\dot{k}_{it} = \dot{h}_{it} = 0$, temos os seguintes níveis de produto per capita físico e humano de equilíbrio:

$$\frac{y_i^*}{k_i^*} = \frac{n_i + \delta + g}{s_i^K} \quad (10)$$

$$\frac{y_i^*}{h_i^*} = \frac{n_i + \delta + g}{s_i^H} \quad (11)$$

Para se obter o produto de estado estacionário, escrevemos a função de produção (2) de forma matricial e substituímos a expressão (5) no nível de tecnologia, de modo a obter:

$$\tilde{y} = (I - \rho W)^{-1} \Omega + (I - \rho W)^{-1} \theta \tilde{h} + (I - \rho W)^{-1} \phi \tilde{k} + \beta \tilde{h} + \alpha \tilde{k} \quad (12)$$

A partir da pré-multiplicação da equação (12) por $(I - \rho W)$, depois de algumas manipulações, é possível obter:

$$\tilde{y} = \Omega + (\beta + \theta) \tilde{h} + (\alpha + \phi) \tilde{k} - \rho W \alpha \tilde{k} - \rho W \beta \tilde{h} + \rho W \tilde{y} \quad (13)$$

Por fim, substituindo-se as expressões de estado estacionário para o capital humano (equação (10)) e para o capital físico (equação (11)) em (13) obtém-se o produto per capita de estado estacionário:

$$\begin{aligned} \ln y_i^* = & \frac{\alpha + \phi}{\psi} \ln \left(\frac{s_i^K}{\delta + g + n_i} \right) + \frac{\beta + \theta}{\psi} \ln \left(\frac{s_i^H}{\delta + g + n_i} \right) - \frac{\rho \alpha}{\psi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln \left(\frac{s_j^K}{\delta + g + n_j} \right) \\ & - \frac{\rho \beta}{\psi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln \left(\frac{s_j^H}{\delta + g + n_j} \right) + \frac{(1 - \beta - \alpha) \rho}{\psi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(y_j^*) \end{aligned} \quad (14)$$

Onde $\psi = 1 - \theta - \beta - \phi - \alpha$

Como mostram Ertur e Koch (2005), a partir da log-linearização das equações (8) e (9) no entorno do estado estacionário e solução das equações diferenciais resultantes, chega-se a seguinte equação de convergência espacial:

$$\begin{aligned}
g_i = & -\mu \ln(y_{i0}) + \mu \frac{\alpha + \phi}{\psi} \ln\left(\frac{s_i^k}{\delta + g + n_i}\right) + \mu \frac{\beta + \theta}{\psi} \ln\left(\frac{s_i^h}{\delta + g + n_i}\right) \\
& - \mu \frac{\rho\alpha}{\psi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln\left(\frac{s_j^k}{\delta + g + n_j}\right) \\
& - \mu \frac{\rho\beta}{\psi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln\left(\frac{s_j^h}{\delta + g + n_j}\right) + \frac{\mu(1 - \beta - \alpha)\rho}{\psi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(y_{j0}) \\
& + \frac{\mu(1 - \beta - \alpha)\rho}{\psi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} g_j
\end{aligned} \tag{15}$$

Onde g_i representa a taxa de crescimento anualizada da economia “i” e $\mu = \frac{1-e^{-\lambda t}}{t}$, onde λ é a velocidade de convergência.

Pode-se observar, a partir da equação (15), que a taxa de crescimento da economia “i” depende de forma positiva do grau de investimento em capital humano e de capital físico e de forma negativa da taxa de crescimento populacional e de sua renda inicial, como indica o modelo de Mankiw et al. (1992). A relação negativa com a renda inicial mostra que regiões com maiores níveis de produto per capita apresentarão menores taxas de crescimento econômico, um indicativo de convergência.

Quando consideramos os aspectos espaciais através da equação (3), a taxa de crescimento da região “i”, equação (15), também passar a depender positivamente do investimento em capital físico, capital humano e da taxa de crescimento do produto das regiões vizinhas e negativamente da taxa de crescimento populacional e renda inicial dos mesmos. Observa-se que, em decorrência dos sinais dessas variáveis na equação (15), esse resultado pode parecer contraditório (as taxas de investimento em capital físico/capital humano dos vizinhos possuem sinal negativo na equação, enquanto a taxa de crescimento populacional um sinal positivo). No entanto, como demonstrou¹ Ertur e Koch (2005), um aumento na taxa de capital físico/humano da região vizinha aumenta sua própria taxa de crescimento, de modo que o resultado líquido para a economia “i” seja positivo.

Por fim, como o objetivo do presente trabalho é verificar os efeitos do capital humano e do capital físico de regiões vizinhas no processo de crescimento econômico, pode-se escrever a equação (15) com a seguinte especificação econométrica:

$$\begin{aligned}
g_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{i0}) + \beta_2 \ln(s_i^k) + \beta_3 \ln(s_i^h) + \beta_4 \ln(\delta + g + n_i) \\
& + \delta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^k + \delta_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^h \\
& + \delta_3 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(\delta + g + n_j) \\
& + \delta_4 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(y_{j0}) + \rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} g_j + \varepsilon_i
\end{aligned} \tag{16}$$

¹ Esse fato pode ser demonstrado encontrando $\frac{\partial g_i}{\partial s_j^{k,h}}$ positivo. Esse resultado é encontrado no apêndice 1.

Onde β_i , δ_i e ρ são parâmetros a serem estimados. Como será discutido no capítulo 4, diferentemente das regressões lineares, esses parâmetros não podem ser interpretados como a variação do crescimento econômico em decorrência de aumentos marginais nas variáveis explicativas. Isso ocorre porque é necessário considerar a dinâmica de dependência espacial envolvida na equação (16).

3- Modelos de crescimento com extensão espacial: contribuições de estudos anteriores.

De acordo com Abreu et al. (2005), espaço pode ser incorporado ao crescimento econômico por dois tipos de modelos: os modelos de **locação absoluta**, que avaliam o impacto no crescimento econômico de uma região estar localizada num determinado ponto do espaço e os modelos de **locação relativa**, que avaliam o impacto de uma região estar longe ou perto de outras regiões ou países específicos. Os modelos de locação absoluta buscam solucionar problemas relacionados à heterogeneidade espacial, enquanto os modelos de locação relativa buscam solucionar a autocorrelação espacial e, por isso, utilizam técnicas de econometria espacial. No presente capítulo, busca-se descrever algumas contribuições de estudos que tratam do crescimento econômico sob a perspectiva espacial no sentido de locação relativa. Tanto aspectos metodológicos quanto aspectos teóricos serão abordados, tendo em vista o objetivo de identificar quais são as questões que foram superadas pela literatura, bem como as questões que ainda vem sendo discutidas e que são pontos de divergência entre diferentes trabalhos.

O estudo de Rey e Montouri (1999) é o primeiro estudo de convergência de renda que leva em consideração o espaço. Utilizando dados dos estados norte-americanos entre o período de 1929 a 1994, foram encontradas fortes evidências² de dependência espacial sob a forma de “choque aleatório”. Ou seja, a taxa de crescimento de um estado afeta a taxa de crescimento dos estados vizinhos quando ocorre algum choque exógeno que afete sua taxa de crescimento. Rey e Montouri (1999) detectaram que a velocidade de convergência entre os estados norte-americanos se modificou de forma significativa com o passar dos anos, caiu de 3,2% no período de 1929-1946 para 1,8% no período de 1946-1994.

Fingleton e López-Bazo (2006) utilizaram uma amostra de 108 regiões europeias no período de 1980-1996 e estimaram diferentes especificações de modelos espaciais. Os autores observaram que a escolha do modelo por testes de dependência espacial (teste do multiplicador de Lagrange) é sensível à inclusão de variáveis explicativas a análise. Por exemplo, eles detectaram que quando não há inclusão de uma matriz com variáveis explicativas (modelo de convergência absoluta), os testes de dependência espacial apontam para o *Spatial Error Model* (SEM) como modelo a ser escolhido. No entanto, modelos do tipo SEM sugerem que a única fonte de dependência espacial entre duas regiões é através de choques aleatórios, uma hipótese que não é empiricamente aceita.

Sendo assim, Fingleton e López-Bazo (2006) enfatizam que a especificação espacial não deve ser baseada em critérios “*ad hoc*” de seleção, e sim em modelos estruturais que levam em consideração a interdependência tecnológica entre as economias. Assim como López-Bazo et al. (2004), Fingleton e López-Bazo (2006) testaram a validade de um modelo espacial com dados em *cross-section* utilizando a estimação por máxima verossimilhança e concluíram que há uma forte dependência espacial entre as economias, tanto num modelo de convergência absoluta quanto num modelo de convergência condicional.

² Rey e Montouri (1999) utilizaram critérios de seleção de modelos espaciais (testes do multiplicador de lagrange) para verificar qual é o modelo espacial mais adequado ao processo gerador dados, resultando na escolha pelo *Spatial Error Model* (SEM). Com base nesse resultado, os autores concluíram equivocadamente que a dependência espacial ocorre através de choques aleatórios.

O trabalho de Arbia e Piras (2005) foi o primeiro a considerar a dependência espacial em modelos de convergência com dados em Painel. A utilização de um painel espacial possui duas grandes vantagens empíricas: em primeiro lugar, de acordo com Islam (2003), os modelos de painel conseguem captar as heterogeneidades de cada região através da estimação do efeito-fixo e, assim, eliminam a correlação entre as variáveis explicativas e variáveis omitidas que são fixas em relação ao tempo, reduzindo o problema de endogeneidade; em segundo lugar, a consideração da dependência espacial permite uma redução do viés dos estimadores ocasionada pela omissão de variáveis explicativas importantes.

Arbia e Piras (2005) escolheram duas formas funcionais de forma “*ad hoc*”: o modelo com lag espacial na variável dependente (modelo SAR) e o modelo SEM. Utilizando o modelo de convergência absoluta com dados em painel para 125 regiões da Europa no período de 1977-2002, Arbia e Piras (2005) detectaram que independentemente da especificação espacial, a hipótese de convergência continua válida, mas com uma velocidade de convergência maior, dado que os parâmetros estimados com o modelo de efeito-fixo sem considerar o espaço são subestimados. Além disso, os autores evidenciaram forte grau de dependência espacial entre as taxas de crescimento do produto per capita.

Tendo em vista a interdependência tecnológica entre regiões, descrita na equação (3) do capítulo anterior, Ertur e Koch (2007) utilizaram uma amostra de 91 países no período de 1960-1995 com o objetivo de testar a capacidade preditora do modelo de Solow com expansão espacial. Os autores estimaram o modelo de estado estacionário (em que a variável dependente é o produto per capita) e o modelo de convergência (em que a variável dependente é a taxa de crescimento do produto per capita). Os resultados obtidos, em ambos os modelos, indicaram que os sinais das variáveis foram os mesmos previstos pela teoria. Além disso, Ertur e Koch (2007) detectaram que a elasticidade poupança-produto e a velocidade de convergência das economias tornam-se maiores à medida que a interdependência tecnológica entre as economias é levada em consideração. Os autores também evidenciaram, através de testes de razão verossimilhança, que a hipótese de ausência de *spillovers* de capital físico, no sentido da equação (3), é fortemente rejeitada.

Quanto ao problema de homogeneidade de parâmetros no contexto do crescimento econômico, Ertur e Koch (2007) discutem que a aplicação de métodos em painel não é adequada para resolver tal problema. Em primeiro lugar, algumas variáveis usadas não variam de forma significativa no período em análise, e acabam comprometendo a aplicação de um estudo em painel. Além disso, dados com dimensão temporal curta apresentam problemas ligados aos ciclos de negócios. Por esse motivo, Ertur e Koch (2007) consideram a heterogeneidade dos parâmetros e a dependência espacial ao estimar o modelo de convergência através da metodologia *Spatial Autorregressive Local Estimation* (SALE), desenvolvida por Pace e LeSage (2004). Outra vantagem dessa metodologia é permitir heterogeneidade em todos os parâmetros do modelo, assim, cada região converge para seu próprio estado estacionário com a sua própria taxa de convergência.

Em estudo anterior, Ertur e Koch (2006) testaram empiricamente o modelo MRW, equação (1), do capítulo 4, com extensão espacial. No entanto, Ertur e Koch (2006) observaram que a variável capital humano foi não significativa, um resultado contraditório com o estudo de Mankiw et al. (1992). Sendo assim, Ertur e Koch (2007)

defendem a necessidade de uma investigação mais profunda sobre o papel do capital humano no processo de crescimento econômico com interdependência tecnológica. Os autores sugerem a construção de um modelo de crescimento bissetorial, onde as funções de produção do capital humano e do capital físico diferem entre si.

LeSage e Fisher (2008) analisaram o processo de crescimento econômico com a inclusão de aspectos espaciais para 255 regiões da Europa no período de 1995 a 2003. Os autores enfatizam que é necessário fazer uma seleção dos modelos espaciais em basicamente três aspectos: I) forma funcional do modelo, II) matriz de peso apropriada e III) variáveis explicativas adequadas. Quanto ao primeiro ponto, LeSage e Fisher (2008) defendem que o *Spatial Durbin Model* (SDM) é o modelo mais eficaz para representar o crescimento econômico espacial por dois motivos exclusivamente empíricos: ele considera a correlação espacial dos termos de erro e resolve o problema de variáveis omitidas correlacionadas com os repressores reduzindo, assim, problemas de endogeneidade. Quanto ao segundo e terceiro ponto, LeSage e Fisher (2008) propõem uma metodologia de comparação Bayesiana de modelos (que variam no tipo de matriz espacial e nas variáveis independentes incluídas), em que dado uma especificação de probabilidades *a priori* para “M” modelos alternativos e uma distribuição *a priori* para os parâmetros, se obtém, através da regra de Bayes, a probabilidade para os “M” modelos *a posteriori*. (LeSage e Pace, 2009). Dessa forma, é possível obter as matrizes espaciais e o conjunto de variáveis independentes advindos dos modelos com maiores probabilidades. Como resultado dessa metodologia Bayesiana de seleção de modelos, LeSage e Fisher (2008) detectaram que as variáveis independentes com maior frequência (no conjunto de modelos com maiores probabilidades) foram a renda per capita inicial e o capital humano, juntamente com seus respectivos *lags* espaciais. O que parece comprovar a importância dessas variáveis para explicar o processo de crescimento econômico.

Outra contribuição de LeSage e Fisher (2008) foi a estimação, por métodos bayesianos (MCMC), de um modelo SDM em que a variável dependente é o crescimento da renda per capita. Os autores estimaram os impactos diretos, impactos indiretos e impactos totais de todas as variáveis incluídas no modelo. Dessa forma, LeSage e Fisher (2008) observaram que embora o impacto direto do investimento em capital humano na taxa de crescimento da economia seja positivo (como é intuitivamente esperado), o impacto indireto do investimento em capital humano mostrou-se negativo, dando um indicio de efeitos concorrenciais. Além disso, LeSage e Fischer (2008) observaram que o impacto total de investimento em capital humano é estatisticamente não significativo, ou seja, se todas as regiões aumentarem seus níveis de investimento em capital humano *ceteris paribus*, não haverá aumento na taxa de crescimento econômico de nenhuma região. Esses fatos evidenciam que o que importa para o crescimento econômico de uma região é a vantagem relativa do capital humano em relação a seus vizinhos, e não necessariamente seu nível de investimento em capital humano.

Elhorst et al. (2010) utilizaram um modelo de Solow com expansão espacial dada pela equação (3) para testar as seguintes hipóteses em relação a 193 regiões europeias no período de 1977-2002: (I) A taxa de crescimento de uma economia particular é relacionada com a taxa de crescimento de seus vizinhos, (II) A taxa de crescimento de uma economia é relacionada com o nível de investimento em capital físico e taxa de crescimento populacional dos vizinhos, (III) O nível de renda no *steady-state* de uma economia particular e o investimento em capital físico e crescimento populacional dos vizinhos possuem uma relação direta e (IV) O nível de renda no *steady-state* de uma

economia particular e o investimento em capital físico e crescimento populacional dos vizinhos possuem uma relação indireta.

Com o objetivo de controlar os efeitos-fixos e reduzir problemas de endogeneidade, Elhorst et al. (2010) estimaram não só o modelo de Solow expandido espacialmente com dados em *cross-section*, mas também utilizaram um painel dinâmico espacial. No entanto, com a inclusão de variáveis que possuem lag espacial, não é possível utilizar o estimador GMM de forma a gerar estimadores consistentes e como há um lag temporal na variável dependente não se pode usar o estimador de MV proposto por Elhorst (2003). Assim os autores propõem um estimador misto, o GMM-MV, que, dentre as opções, apresenta um menor viés.

Os autores detectaram que a hipótese (I) foi satisfeita em todos os modelos estimados, dando um indicio de que modelos de crescimento que não levam em consideração a taxa de crescimento de economias vizinhas como variável explicativa geram estimadores viesados e inconsistentes. Em razão desse viés, a velocidade de convergência calculada com base em modelos não-espaciais difere da velocidade de convergência calculada com base em modelos espaciais, entretanto essa diferença torna-se menor em modelos de painel. (7,8% e 7,63%). A hipótese (IV) não foi aceita pelo modelo de painel com efeitos-fixos, mas foi aceita pelo modelo *cross-section*. Já as hipóteses (II) e (III) foram rejeitadas independentemente do modelo utilizado.

Fischer (2010) utilizou uma amostra de 198 regiões de 22 países Europeus durante o período de 1995 a 2004, para testar empiricamente o modelo de Mankiw et al. (1992) com a extensão espacial proposta por Ertur e Koch (2007). Utilizando dados em *cross-section* com uma especificação do tipo SDM e tendo a renda per capita³ de *steady-state* como variável dependente, o autor detectou que todos os regressores utilizados foram estatisticamente significantes e possuem o sinal indicado pelo modelo teórico. Além disso, a elasticidade do produto em relação ao capital físico ficou próxima a 1/3, que é um número bem plausível com a realidade (Acemoglu, 2009). O autor também testou as restrições teóricas dos parâmetros através de testes de razão verossimilhança, mas não encontrou evidências estatísticas que comprovem as restrições.

Fischer (2010) observou que o impacto indireto do investimento em capital humano não foi estatisticamente significativo, enquanto o impacto indireto do investimento em capital físico foi positivo e estaticamente significativo. Logo, tais evidências mostram que há *spillovers* positivos advindos do investimento em capital físico, mas não há *spillovers* em investimento em capital humano. É necessário enfatizar que se os parâmetros fossem interpretados de forma usual (sem considerar os impactos diretos e indiretos), o autor chegaria a conclusões totalmente diferentes: haveria uma evidência de *spillovers* negativo tanto para o investimento em capital físico quanto para o investimento em capital humano.

Tian et al. (2010) investigou o processo de convergência de renda entre as 313 prefeituras chinesas no período de 1991 a 2007. Os autores se basearam na especificação de Ertur e Koch (2007), que considera a interdependência tecnológica como o principal determinante da dependência espacial entre as economias. Tian et al. (2010) utilizaram um modelo SDM, com dados em *cross-section*, onde a variável

³ Fischer (2010) defende que a renda per capita é uma forma mais adequada de mensurar o bem-estar em termos de consumo de bens e serviços em comparação com a taxa de crescimento do produto.

dependente é a taxa de crescimento do produto per capita de determinada prefeitura chinesa. Como forma de reduzir a heterogeneidade espacial dos parâmetros, os autores consideraram variáveis *dummies* para três regiões da china: a região costeira (que é a mais rica), a região média e a região leste. Fazendo interações entre essas *dummies* de espaço e as variáveis independentes, é possível identificar diferentes parâmetros para as diferentes regiões.

Dessa forma, Tian et al. (2010) observaram que as taxas de crescimento per capita das prefeituras chinesas possuem um forte grau de dependência espacial, é possível identificar *clusters* regionais de prefeituras ricas e de prefeituras pobres. Os autores também identificaram que a taxa de crescimento per capita de determinada prefeitura é influenciada de forma negativa pela taxa de investimento em capital físico de prefeituras vizinhas, um indicio de efeitos concorrenciais. Tian et al. (2010) observaram ainda que o processo de convergência na China não se dá de forma uniforme: a região costeira apresenta divergência de renda, enquanto a região média e a região leste apresentam convergência, embora a primeira possua uma convergência com maior velocidade.

Mais recentemente, Seya et al. (2012) analisam o processo de convergência econômica para os municípios do Japão no período de 1989 a 2007, considerando a dependência espacial entre as regiões. Os autores optaram pela especificação tecnológica proposta por López-Bazo et al. (2004) ao invés da especificação de Ertur e Koch (2007), equação (3). Uma das justificativas para tal escolha é a de que impor a equação (3) pode trazer problemas de multicolinearidade para o modelo econométrico. Para lidar com o problema da heterogeneidade espacial em dados de *cross-section*, Seya et al. (2012) utilizaram o método Bayesiano proposto por LeSage (2007) para estimação da variância dos erros o que configura o modelo estimado como *Bayesian Spatial Durbin Model* (BSDM).

Tendo em vista o objetivo de analisar como se deu o processo de convergência condicional entre os municípios japoneses durante o tempo, Seya et al. (2012) estimaram o modelo BSDM para três períodos de tempo: 1990-2000, 2000-2007 e 1990-2007. Assim como Fisher (2010), os autores enfatizaram a importância dos impactos diretos e impactos indiretos. Dessa forma, haverá convergência se a relação entre a taxa de crescimento do produto per capita e o impacto total do produto per capita for negativa. Para o período de 1990 a 2000, Seya et al. (2012) detectaram que tanto o impacto direto quanto o impacto indireto do produto per capita foram negativos e significantes, esse fato evidencia dois tipos de efeito: regiões mais ricas crescem menos e regiões que possuem vizinhos ricos crescem menos, implicando um efeito total negativo e, portanto convergência de renda. Já para o período de 2000 a 2007, Seya et al. (2012), detectaram que o impacto direto é negativo, implicando que regiões ricas crescem a menores taxas. No entanto o impacto indireto foi positivo, implicando que regiões com vizinhos ricos tiveram maiores taxas de crescimento. Nesse período, o impacto indireto foi superior ao impacto direto, o que gerou um impacto total positivo e, portanto um processo de divergência. Seya et al. (2012) classificou essa situação como um processo de *cath-up*: embora a região apresente uma relação de convergência *per se*, o fato de possuir regiões vizinhas ricas, pode ocasionar um aumento líquido na taxa de crescimento da economia, implicando um processo de divergência. Logo, Seya et al. (2012) concluíram que durante o período de 1990-2007 houve convergência de renda regional na economia japonesa, apesar da divergência ocorrida em 2000-2007.

Para o caso brasileiro, o trabalho de Magalhães et al. (2000) foi o primeiro a considerar a questão espacial no processo de convergência de renda entre os estados brasileiros no período de 1970-1995. Utilizando uma análise espacial descritiva, o autor detectou que existe uma dependência espacial entre os estados brasileiros, de modo que estados mais ricos possuem vizinhos ricos (no sudeste do Brasil), enquanto os estados mais pobres são circundados por vizinhos pobres (nordeste e norte do Brasil).

Além disso, tanto no trabalho de Magalhães et al. (2000) quanto no trabalho de Silveira-Neto e Azzoni (2006), foi observado que no período em estudo houve uma redução da desigualdade regional de renda entre os estados acompanhada de um aumento na dependência espacial entre os mesmos. De acordo com Silveira-Neto e Azzoni (2006), essa relação, é um indicio de que pode haver uma redução da desigualdade por uma redução desta entre os estados ricos e seus vizinhos ou por uma redução da desigualdade entre os estados pobres e seus vizinhos, de forma que a redução das disparidades regionais não se dê de forma uniforme.

Silveira-Neto e Azzoni (2006) detectaram, a partir de um modelo de convergência absoluta, uma clara dependência espacial entre os estados brasileiros. No entanto, quando se passa para uma análise de convergência condicional (incluindo o capital humano e o capital físico como regressores), a dependência espacial torna-se não significativa. Segundo os autores, esse resultado mostra que é possível que as variáveis incluídas no modelo (capital físico e humano), possam estar captando a dependência espacial entre os estados.

Abreu et al. (2005) apontam para o MAUP (*Modifiable Areal Unit Problem*) como uma das questões pouco investigadas pela literatura de crescimento econômico espacial. Esse problema ocorre quando as conclusões sobre o modelo empírico (em relação à inferência e a estimação) modificam-se ao se alterar as unidades geográficas em análise. Resende (2013) critica o fato de a literatura validar os modelos de crescimento espaciais com base em aplicações a uma única escala geográfica.

Utilizando diferentes modelos em painel para os períodos de 1970 a 2000, Resende (2013) analisou a dependência espacial de regressões de convergência para as seguintes unidades geográficas no Brasil: áreas mínimas comparáveis (AMC), microrregiões, mesorregiões e estados. Através do teste I de Moran, o autor detectou que os resíduos das regressões de convergência para os estados não são espacialmente correlacionados, como acontece em unidades geográficas menores. Essa conclusão é robusta em relação ao tipo de matriz de peso e ao modelo de painel utilizado. Sendo assim, Resende (2013) argumenta que os modelos de painel não-espaciais só são adequados para analisar o processo de crescimento econômico dos estados, utilizar modelos desse tipo para áreas geográficas menores gera o problema de viés de variável omitida.

Resende et al. (2012) utilizaram diferentes modelos de painel espacial com o objetivo de verificar a sensibilidade dos resultados em relação a diferentes unidades geográficas. Os autores consideraram as mesmas unidades geográficas analisadas por Resende (2013), e o mesmo período de tempo. Assim como em Resende (2013), não foi detectado dependência espacial para os estados. Resende et al. (2012) detectaram que há clusters regionais de efeito-fixo, esses são maiores na região sul e sudeste do Brasil, indicando que essas regiões possuem fatores não observados (como as instituições) que favorecem mais o crescimento econômico em relação às outras regiões. Além disso, os autores observaram que, independentemente da especificação do modelo espacial de da unidade

geográfica, há uma correlação negativa entre a taxa de crescimento da renda per capita e a renda per capita inicial, indicando convergência. No entanto, a velocidade de convergência e a dependência espacial são maiores para as menores áreas geográficas, já que essas regiões são economias mais interdependentes. Quanto a variável de capital humano, os autores verificaram que a importância dela para o crescimento econômico é maior para as maiores unidades geográficas, o que indica a existência de um efeito “*Social Multiplier*”. O capital humano de regiões vizinhas (*spillovers*) só foi estatisticamente significativo (negativo) para a área mínima comparável e foi não significativo para as outras unidades geográficas, um resultado contra intuitivo. No entanto, cabe ressaltar que esses parâmetros não foram interpretados corretamente (como impactos indiretos), e que, portanto estão sujeitos a erros de inferência. É importante salientar também que a utilização das AMCs como unidades de observação dificulta a identificação dos fatores de produção das localidades, uma vez que, não há necessária correspondência entre a localização dos fatores e sua respectiva produção.

Utilizando dados em *cross-section* das microrregiões brasileiras para o período de 2004-2007, o estudo de Özyurt e Daumal (2013) é o primeiro estudo de crescimento econômico espacial aplicado ao Brasil que interpreta os parâmetros do modelo como impactos diretos e indiretos. Özyurt e Daumal (2013) estimaram um modelo SDM com o objetivo de analisar o impacto do comércio internacional e do capital humano no produto per capita da economia levando em consideração o espaço. Dessa forma, foi detectado que o impacto direto do comércio internacional para determinada microrregião é positivo e significativo, como é intuitivamente esperado, enquanto o impacto indireto é negativo e significativo. Uma explicação para esse fato é que as microrregiões com maior grau de comércio exterior atraem empresas, investimentos produtivos e mão-de-obra qualificada de regiões vizinhas, e acabam gerando *spillovers* negativos para os vizinhos. Sendo assim, os *spillovers* negativos advindos do comércio internacional podem ocasionar um aumento na disparidade de renda entre as regiões e, portanto devem ser considerados na análise de políticas regionais. Além disso, Özyurt e Daumal (2013) detectaram que tanto o impacto direto e impacto indireto do capital humano são positivos e significantes, gerando um indicio de que as microrregiões brasileiras podem ser beneficiadas não só por políticas locais de educação, mas também por políticas educacionais por parte de regiões vizinhas.

Por fim, com base no que foi apresentado, pode-se concluir que há um consenso na literatura de que a dependência espacial entre as diferentes regiões e países em relação à taxa de crescimento do produto per capita e ao nível de produto per capita é significativa e positiva. Como mostra a tabela 1, apresentada a seguir e que resume alguns aspectos dos estudos discutidos, todos os estudos detectaram essa relação. Tal dependência espacial acontece via interdependência tecnológica, as regiões são conectadas uma as outras devido aos *spillovers* de conhecimento, como mostra a especificação proposta por Ertur e Koch (2007) e a especificação proposta por López-Bazo et al. (2004).

Apesar desses pontos de concordância, a literatura diverge de forma significativa em relação a alguns aspectos. Primeiramente, há estudos que evidenciaram efeitos concorrenciais em relação ao investimento em capital físico e/ou capital humano, ou seja, aumentos no nível de investimento em capital físico e/ou humano nas regiões vizinhas acarretam uma redução no nível ou na taxa de crescimento do produto per capita de uma região particular. Enquanto isso, outros estudos detectaram efeitos positivos do investimento em capital físico e humano de regiões vizinhas, como é esperado com base nos modelos teóricos.

Outro ponto de divergência se dá em relação ao problema de heterogeneidade dos parâmetros. Em grande parte dos estudos esse aspecto é simplesmente ignorado, o que trás uma grande limitação ao estudo, já que, implicitamente ou explicitamente, supõe-se que a função de produção de regiões ou países distintos é igual. O modelo de efeito-fixo é uma forma adequada de solucionar o problema de heterogeneidade espacial (Islam,1995), pois além de controlar os efeitos fixos, que são específicos para cada região ou país, é possível estimar um parâmetro (C_i) que difere entre as economias. Tal parâmetro pode ser interpretado como uma estimativa de efeito-fixo de determinada região, sendo possível construir uma análise sobre a distribuição geográfica do estimador do mesmo.

O estudo de Gibbons e Overman (2012) critica a literatura de econometria espacial por ignorar a preocupação com o problema de identificação e o problema de endogeneidade. Caso haja endogeneidade nos regressores, não é possível identificar relações causais entre a variável dependente e a variável explicativa, tornando o estudo ineficaz para a sugestão de políticas públicas. A principal causa para o problema de endogeneidade é o problema de variáveis omitidas. Nota-se, contudo, que os modelos de efeito-fixo reduz tal problema ao remover características não observadas que são fixas no tempo e que são fontes potenciais de endogeneidade.

Como também pode ser visto na tabela 1, boa parte dos estudos não interpreta os parâmetros espaciais de forma adequada (como impactos diretos e impactos indiretos) e assim como foi detectado por Abreu et al. (2005), muitos estudos utilizam critérios puramente “*ad hoc*” para seleção dos modelos espaciais.

O restante deste trabalho apresenta a metodologia os resultados obtidos da pesquisa a respeito dos determinantes do crescimento regional brasileiro no período 1970-2010. A investigação é fundamentada teoricamente no modelo de crescimento com *spillovers* espaciais apresentados no capítulo anterior e procura tratar explicitamente das limitações ainda existente na literatura brasileira. Neste sentido, utiliza-se uma estrutura de dados em painel como estratégia de controle para as heterogeneidades espaciais, como levados afeitos por Resende (2013), mas não por Özyurt e Daumal (2013). Em segundo lugar, ainda com respeito à especificação econométrica, a investigação expande o controle para as influências de especificidades locais variantes no tempo a partir da consideração de outros determinantes do crescimento (além do capital humano), como o capital físico e o crescimento populacional local. Tal expediente, ainda não foi incorporado nas pesquisas que tratam do crescimento regional brasileiro e que consideram a dependência espacial e não só representa maior controle para variáveis variantes no tempo que afetam o crescimento, como também maior consistência teórica.

Em terceiro lugar, como em Özyurt e Daumal (2013), mas não em Resende (2013), o trabalho apresenta uma interpretação correta dos efeitos dos determinantes do crescimento econômico a partir da estimação dos impactos diretos e indiretos. Finalmente, o trabalho expande a investigação para todo o período 1970-2010, horizonte de tempo mais largo possível e ainda não considerado em estudos de crescimento econômico regional.

Tabela 1 - Algumas características da literatura de crescimento econômico espacial.

Autor	Região	Tipo de Análise	Especificação	Modelo	Correção Heterogeneidade	Dependência Espacial	Spillover Capital Físico	Spillover Capital Humano	Considera Impactos
Elhorst et al. (2010)	Europa	CS e Painei	Ertur and Koch (2007)	Ambos	Painei	(+)	Não Significativo	NC	Não
Arbia e Piras (2005)	Europa	CS e Painei	"Ad Hoc"	Convergência	Painei	(+)	NC	NC	Não
Fischer (2010)	Europa	CS	Ertur and Koch (2007)	<i>Steady-State</i>	Não há	(+)	(+)	Não Significativo	Sim
Fingleton e López-Bazo (2006)	Europa	CS	López-Bazo et al. (2004)	Convergência	Não há	(+)	NC	NC	Não
LeSage e Fisher (2008)	Europa	CS	"Ad Hoc"	Convergência	Não há	(+)	(-)	(-)	Sim
Sardadvar (2012)	Europa	CS	Sardadvar (2012)	Convergência	Não há	(+)	NC	NC	Não
Seya et al. (2012)	Japão	CS	López-Bazo et al. (2004)	Convergência	Método Bayesiano	(+)	NC	NC	Não
Ertur e Koch (2007)	Mundo	CS	Ertur and Koch (2007)	Ambos	SALE	(+)	(+)	NC	Não
Ozyurt e Daumal (2013)	Brasil	CS	"Ad Hoc"	<i>Steady-State</i>	Não há	(+)	NC	(+)	Sim
Resende et al. (2012)	Brasil	Painei	"Ad Hoc"	Convergência	Painei	(+)	NC	Não Significativo	Não
Silveira-Neto e Azzoni (2006)	Brasil	CS	"Ad Hoc"	Convergência	Não há	(+)	NC	NC	Não
Magalhães et al. (2000)	Brasil	CS	"Ad Hoc"	Convergência	Não há	(+)	NC	NC	Não
Rey e Montourio (1999)	EUA	CS	"Ad Hoc"	Convergência	Não há	(+)	NC	NC	Não
Tian et al. (2010)	China	CS	Ertur and Koch (2007)	Convergência	<i>Dummy de Espaço</i>	(+)	(-)	NC	Não

Fonte: Elaboração própria. Nota: O tipo de análise pode ser do tipo *Cross-Section* (CS) ou análise em painel. O modelo empírico pode ser construído utilizando a taxa de crescimento da economia como variável dependente (modelos de convergência) ou considerando o produto per capita como variável dependente (modelo de *Steady State*). NC significa não cabe.

4 - Metodologia e Dados

4.1 - Forma Funcional: *Spatial Durbin Model* (SDM).

De acordo com Abreu et al. (2005), em relação a escolha da forma funcional, grande parte dos estudos de crescimento econômico espacial seguem procedimentos puramente metodológicos e critérios “*ad hoc*” para esse fim (como a seleção por base e testes do multiplicador de Lagrange) e acabam negligenciando os aspectos teóricos na escolha de modelos espaciais. Esse tipo de procedimento é considerado uma das grandes críticas feitas à utilização da econometria espacial no contexto de crescimento econômico (Gibbons e Overman, 2012).

Fingleton e López-Bazo (2006) fizeram um exercício empírico e concluíram que a escolha do modelo por testes de dependência espacial é condicionada pela inclusão de variáveis explicativas no modelo. Por exemplo, eles detectaram que quando não há inclusão de uma matriz com variáveis explicativas no modelo de convergência (indicando convergência absoluta), os testes de dependência espacial apontam para o *Spatial Error Model* (SEM) como o modelo a ser escolhido. No entanto, segundo tais autores, estruturas do tipo SEM sugerem que a única fonte de dependência espacial entre duas regiões é através de choques aleatórios, de forma que a renda de uma região só é afetada por movimentos acentuados na renda de regiões vizinhas. Um fato que não é condizente com evidências empíricas de interdependência tecnológica. Sendo assim, Fingleton e López-Bazo (2006) defendem que os modelos de crescimento espacial devem ser estimados com base numa modelo teórico bem estruturado ao invés de critérios “*ad hoc*”, porque cada especificação espacial produz diferentes interpretações e implicações para o processo de crescimento econômico.

Tendo em vista tais considerações e com base na abordagem teórica descrita na seção 2, podemos escrever a equação (16) da seguinte forma matricial:

$$y = \rho W y + W X \theta + X \beta + v \quad (17)$$

Em que y é um vetor $n \times 1$ das observações de taxa de crescimento do produto per capita das “ n ” regiões, “ X ” é uma matriz $n \times k$ de variáveis explicativas, W é uma matriz $n \times n$ de pesos espaciais e ρ é o coeficiente de correlação espacial, que mede o grau de influência da taxa de crescimento do produto das regiões vizinhas na taxa de crescimento da região i . “ ε ” é o vetor $n \times 1$ de erros, com distribuição normal, média zero e variância constante.

As especificações do tipo (17) são conhecidas na literatura de econometria espacial como *Spatial Durbin Models* ou SDM. LeSage e Fisher (2008) defendem a utilização de modelos do tipo (17) no contexto de crescimento econômico por razões exclusivamente metodológicas; em primeiro lugar, pode-se mostrar que o modelo (17) é um caso geral do *Spatial Autoregressive Model* (SAR) e do *Spatial Error Model* (SEM); em segundo lugar, a especificação (17) consegue resolver o problema de variáveis omitidas que são autocorrelacionadas espacialmente.

4.2 - Estimação: SDM com efeitos-fixos.

Um dos maiores problemas da equação (17) é o de assumir implicitamente a hipótese de que cada região diferente possui uma mesma função de produção, ou seja, se houver duas regiões com o mesmo nível de *input*, a taxa de crescimento do produto per capita de ambas as regiões será exatamente igual. Como regiões distintas possuem diferentes características em decorrência de vários fatores, a hipótese de uma função de produção homogênea é demasiadamente restritiva. De acordo com Islam (1995), uma forma adequada de contornar esse problema é utilizar a abordagem de dados em painel.

Dessa forma, seguindo Elhorst (2003), podemos expandir o modelo dado por (17) para incluir um termo que difere entre cada região (μ):

$$y = \rho(I_t \otimes W)y + (I_t \otimes W)X\theta + X\beta + (\iota \otimes I_n)\mu + \varepsilon \quad (18)$$

Onde y é um vetor $nt \times 1$ das observações de taxa de crescimento produto per capita das “n” regiões para o “t” períodos de tempo, “X” é uma matriz de variáveis explicativas $nt \times K$, W é uma matriz $n \times n$ de pesos espaciais, ρ é o coeficiente de correlação espacial, I_t é uma matriz identidade $t \times t$, I_n é uma matriz identidade $n \times n$, ι é um vetor $t \times 1$ de uns, μ é um vetor de características individuais de cada região de dimensão $n \times 1$ e ε é o vetor $nt \times 1$ de erros, $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. O símbolo $\otimes$ representa o produto Kronecker.

Supõe-se que cada elemento μ_i do vetor μ é uma característica singular não observada da região “i”, que é independente tempo e que é correlacionado com as variáveis explicativas do modelo. De acordo com Islam (1995), essas hipóteses são adequadas no contexto de modelos de crescimento econômico. Por exemplo, podemos interpretar μ_i como uma medida das instituições de uma região particular. As instituições são um exemplo clássico de uma característica que é razoavelmente independente do tempo, que é não observada e que possui relação com características observadas e incluídas no modelo.

A equação (18) é conhecida na literatura de econometria espacial como *Spatial Durbin Model (SDM)* com efeitos-fixos. Pode-se observar, através da equação (18), que se houverem regiões distintas com o mesmo *input*, a taxa de crescimento do produto per capita de tais regiões será diferente em decorrência da inclusão do parâmetro μ . Portanto, a utilização de modelos em painel permite a existência de funções de produção heterogêneas.

Além de permitir heterogeneidade entre as funções de produção, a abordagem com dados em painel possui outras vantagens significativas. De acordo com Islam (2003), a principal vantagem dessa abordagem é a de excluir o viés de variáveis omitidas que são fixas no tempo (fonte potencial de endogeneidade), pois, conforme pode ser observado em (18), o modelo de efeito-fixo considera que existem fatores fixos e não observados que possuem relação com as variáveis independentes. Sendo assim, a abordagem de modelos de painel espaciais permite a redução de viés ocasionado tanto por variáveis omitidas espacialmente quanto por variáveis omitidas fixas no tempo (Arbia e Piras, 2005). Além disso, Baltagi (2005) argumenta que os dados em painel apresentam uma

maior variabilidade, um menor grau de colinearidade entre as variáveis e geram estimadores mais eficientes.

Com o objetivo de estimar a equação (18), Elhorst (2003) sugere utilizar uma transformação nas variáveis (que é feita subtraindo a média do tempo para cada observação em *cross-section*) para eliminar os efeitos-fixos. O método de máxima verossimilhança é um método adequado para a estimação dos modelos de painel espacial, pois, assim como ocorre em modelos do tipo *cross-section*, o método da máxima verossimilhança permite a correção da endogeneidade ocasionada pela utilização do lag espacial da variável dependente (Anselin, 1988).

Nesse sentido, a função log verossimilhança de (18) é dada por:

$$L = -\frac{nt}{2} \ln(2\pi\sigma_\varepsilon^2) + t \ln|I_n - \rho W| - \frac{nt}{2\sigma_\varepsilon^2} e'e \quad (19)$$

Onde $e = y - \rho(I_t \otimes W)y - (I_t \otimes W)X\theta - X\beta$.

Assim como LeSage e Pace (2009), Elhorst (2009) sugere que o parâmetro $\hat{\rho}$ seja obtido através de uma função verossimilhança concentrada⁴ e depois substituído em (19) de forma a obter os valores de θ, β e σ_ε^2 que maximizam (19).

4.3 - Interpretação dos parâmetros.

Como Fischer (2010) e LeSage e Fisher (2008) chamaram a atenção, é fundamental interpretar corretamente os parâmetros do modelo (17) e (18). Estes, devido a sua estrutura espacial, possuem um significado mais complexo que os parâmetros de regressões lineares. Em particular, como se mostra adiante, tais parâmetros não representam as influências das variáveis explicativas sobre a variável dependente, embora sejam fundamentais para determinar tais influências. LeSage e Pace (2009, p35) mostraram que o SDM da equação (17) pode ser escrito da seguinte forma:

$$y = \sum_{r=1}^k S(W)_r x_r + (I_n - \rho W)^{-1} v \quad (20)$$

$$S(W)_r = (I_n - \rho W)^{-1} (I_n \beta_r + W \theta_r) \quad (21)$$

Onde k é o número de parâmetros das variáveis explicativas, a equação (20) mostra o modelo SDM escrito na sua forma reduzida, onde a variável dependente só aparece ao lado esquerdo da equação. Observe que a equação (21) é uma matriz de dimensão $n \times n$. Assim, podemos escrever (20) de forma escalar:

$$y_i = \sum_{r=1}^k [S_r(W)_{i1} x_{1r} + S_r(W)_{i2} x_{2r} + \dots + S_r(W)_{in} x_{nr}] + (I_n - \rho W)^{-1}_i v \quad (22)$$

Através da equação (22), podemos calcular o efeito em y_i de uma mudança marginal da variável independente “r” da região “i” como:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} = S_r(W)_{ii} \quad (23)$$

De forma equivalente, podemos calcular o efeito em y_i de uma mudança marginal da variável independente “r” de uma região vizinha “ $j \neq i$ ” como:

⁴ Para mais detalhes, consultar Elhorst (2009) e Millo e Piras (2012).

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W)_{ij} \quad (24)$$

Onde $S_r(W)_{ii}$ é o elemento “ii” da matriz (21) e $S_r(W)_{ij}$ o elemento “ij” da matriz (21). O termo (23) é conhecido na literatura de econometria espacial como impacto direto e inclui efeitos *feedback*: uma mudança na variável x_{ir} provoca não só um efeito em y_i mas também um efeito em y_j que por sua vez provoca uma segunda mudança na variável y_i . O termo (24) é o impacto indireto, que mensura o efeito marginal de mudanças nas variáveis independentes de regiões vizinhas sob a variável dependente de determinada região. Observe que a interpretações dos parâmetros como derivadas parciais não é mais válida, ou seja;

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} \neq \beta_r \quad (25)$$

Intuitivamente, uma mudança na variável dependente de uma região “i” não modifica apenas a taxa de crescimento da região “i”, mas também altera a taxa de crescimento de regiões vizinhas “ $j \neq i$ ”. Além disso, como pode ser visto em (23) e (24), os impactos diretos e indiretos variam de acordo com as regiões e, por isso, LeSage e Pace (2009) sugeriram as seguintes medidas sumárias: **Impacto direto médio**: é calculado como a média da soma dos elementos da diagonal da matriz (21) e mensura o impacto médio de uma variação marginal de uma variável explicativa de uma região sob o crescimento da mesma região, incluindo efeitos de *feedback*. **Impacto indireto médio**: é calculado como a média da soma de todos os elementos fora da diagonal da matriz (21) e mensura o impacto médio de uma variação marginal da variável independente “r” de *todos* os vizinhos “j” sob o crescimento da região “i”. Segundo LeSage e Fisher (2008), o impacto indireto médio é uma forma de mensurar os *spillovers* espaciais. **Impacto total médio**: é a soma do impacto direto médio e do impacto indireto médio, e mede a variação do crescimento na região “i” em decorrência de uma mudança marginal na variável explicativa “r” de todas as regiões “ $j + i$ ”.

É importante enfatizar que essas medidas sumárias são as que devem ser utilizadas para fazer inferência sobre o sinal, a magnitude e a significância das variáveis explicativas. (LeSage e Fischer, 2008). Muitos estudos fazem inferência através dos valores dos β usuais, o que é um equívoco e pode gerar conclusões enganosas. Por exemplo, Fischer (2010) estimou o parâmetro associado ao capital humano das regiões vizinhas com base no modelo (17) e observou um sinal negativo e estatisticamente significativo. No entanto, ao estimar o impacto indireto médio do capital humano, Fischer (2010) detectou que o parâmetro não foi estatisticamente significativo. Observa-se que ao se fazer inferência com base no parâmetro estimado do modelo (17), pode-se erroneamente concluir que há uma correlação negativa entre o produto da economia “i” e a taxa de investimento em capital humano dos vizinhos (“ $j \neq i$ ”), uma conclusão errada que pode implicar má condução de políticas.

No caso de dados em painel, o cálculo dos impactos é exatamente igual ao caso de dados em *cross-section*. A única diferença é que a matriz (21) é construída substituindo W por $I_t \otimes W$ e I_n por I_{nt} . Apesar dessa semelhança, os estudos de crescimento regional que utilizam modelos de painel espacial, como Arbia e Piras (2005), Elhorst et al. (2010) e Resende et al. (2012) não interpretam os parâmetros de forma adequada.

4.4 - Dados e matrizes espaciais

Levando em consideração que o modelo teórico desenvolvido no capítulo 2 servirá como base para a investigação empírica do presente trabalho, é necessário encontrar formas adequadas de mensurar as variáveis descritas na equação (16): PIB per capita, investimento em capital físico e humano e crescimento populacional. Para tal fim, utilizamos dados coletados do censo 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010, produzidos pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e que foram obtidos a partir do IPEADATA.

As unidades geográficas escolhidas para análise foram às microrregiões, que são formadas por um agrupamento de municípios limítrofes e foram definidas a partir de características semelhantes em relação à estrutura de produção agropecuária, extrativa e industrial, onde fatores sociais também são levados em consideração (Magnago, 1995). Uma alternativa seria a escolha de unidades geográficas maiores (estados e mesorregiões), no entanto, essas unidades agrupam localidades com características econômicas bastante distintas, o que torna a análise de crescimento regional menos precisa. Alternativamente, a escolha de unidades geográficas menores que as microrregiões (municípios) como unidades de observação dificulta a identificação dos fatores de produção das localidades, uma vez que, não há necessária correspondência entre a localização dos fatores e a produção.

Um grande problema que surge na comparação regiões no decorrer do tempo (através de uma estrutura em painel) é a constante alteração de suas áreas geográficas, o que gera imprecisão na análise da evolução de características regionais. Por exemplo, o produto interno bruto (PIB) de uma dada região pode ter se elevado simplesmente porque aquela região ganhou mais território. No Brasil, esse problema é ainda mais grave: novos municípios são criados⁵ a cada década, e, como as microrregiões são conjuntos de municípios limítrofes, estas também estão sujeitas a alterações de suas áreas geográficas. Devido a tal problema, foram criadas as áreas mínimas comparáveis (AMCs), que são conjuntos de municípios que possuem uma fronteira constante no tempo (Reis et al., 2005). Sendo assim, as microrregiões analisadas foram construídas a partir da agregação de dados obtidos das AMCs, o que gerou uma amostra de 522 microrregiões com fronteiras constantes no tempo.

Em relação às variáveis, utilizamos a renda total, que corresponde a soma dos rendimentos brutos provenientes de todas as fontes como uma *proxy* para o PIB (produto interno bruto) das microrregiões. O ideal seria utilizar o PIB, mas tal variável não foi calculada no ano de 1991. De toda a forma, como mostraram Menezes et al. (2012), a dinâmica regional de variação destes agregados é bastante semelhante. A renda total foi deflacionada pelo INPC (Índice de preços ao consumidor amplo) (IBGE) para valores de 2000.

Como *proxy* para o capital humano, utilizou-se a média dos anos de estudo das pessoas com mais de 25 anos de idade que residem em dada microrregião. Já em relação a *proxy* para o capital físico, utilizamos o estoque de capital residencial, que corresponde ao valor presente do fluxo perpétuo constante dos alugueis descontados a uma taxa de desconto de 0,75% ao mês, deflacionado pelo IGP (índice geral de preços) a mil reais de

⁵ O número de municípios brasileiros cresceu de 3.920 em 1970 para 5.507 em 2000.

2000. Para encontrar o valor dos alugueis, inclusive dos imóveis próprios, é utilizado um modelo de preços hedônicos.

Embora o estoque de capital residencial possa aparentemente não ser uma *proxy* ideal para o estoque de capital físico de uma determinada região, Barros et al. (2013) calcularam a correlação dessa variável com medidas mais apropriadas para o capital físico (que só estão disponíveis a nível nacional) e com o consumo de energia elétrica industrial, que é uma *proxy* largamente utilizada para capital físico (mas só está disponível a nível estadual) e encontrou altas correlações. A tabela 2 mostra os coeficientes de correlação entre o estoque de capital residencial e outras medidas de capital físico:

Tabela 2 - Coeficientes de correlação entre o estoque de capital residencial e outras medidas de capital físico.

Variáveis	Correlação
Estoque bruto de capital fixo - construção não residencial	0,9649
Estoque bruto de capital fixo - máquinas e equipamentos	0,8470
Estoque bruto de capital fixo – total	0,9424
Energia Elétrica industrial – 1970	0,9372
Energia Elétrica industrial – 1980	0,9433
Energia Elétrica Industrial – 1991	0,9370
Energia Elétrica Industrial – 2000	0,9445

Fonte: Ipeadata e Barros et al. (2013)

Nota: O coeficiente de correlação com o estoque bruto de capital fixo (construção não residencial, máquinas e equipamentos e total) foi calculado a nível nacional, usando dados de 1970 a 2000, já o coeficiente de correlação com consumo de energia elétrica industrial é calculado com base em dados a nível estadual.

Dessa forma, a tabela 2 mostra que o capital residencial é fortemente correlacionado com medidas mais adequadas de capital físico. Barros et al. (2013) argumentam que, como o produto marginal do capital tende a ser igual em diferentes segmentos, é natural que regiões que possuam um maior estoque de capital físico residencial sejam as mesmas que possuam um maior estoque de capital físico não-residencial.

Como foi dito na seção 2, o objetivo do presente trabalho é identificar e mensurar a importância dos determinantes do crescimento econômico e analisar a dinâmica de convergência quando o aspecto espacial é levado em consideração. Sendo assim, torna-se necessário calcular a taxa de crescimento da renda per capita para cada microrregião g_i , que é obtida supondo crescimento exponencial da renda:

$$g_i = \frac{\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}}{t} \quad (26)$$

Onde $y_{i,t}$ é a renda per capita da região “i” no tempo “t”. Dados relativos à população residente de cada microrregião estão disponíveis e foram obtidos a partir do Ipeadata. Seguindo Mankiw et al. (1992), Islam (1995), Fisher (2010), entre outros, supomos que a soma da taxa de crescimento tecnológico com a taxa de depreciação é igual a 0,05 para todas as microrregiões.

Em relação as matrizes de peso espacial, essas buscam captar as relações entre economias vizinhas, cada elemento w_{ij} da matriz relaciona a região “i” com uma região vizinha “j”. Além disso, para cada “i” igual a “j”, temos que $w_{ij} = 0$ e a soma de cada linha da matriz deve ser igual à unidade, para que uma região “i” possa ser uma combinação linear das regiões vizinhas.

Existem várias formas diferentes de atribuir pesos as relações de vizinhança, no entanto, LeSage e Pace (2012) argumentam que é um grande mito achar que as estimações e inferências de regressões espaciais estão condicionadas pela escolha de uma determinada estrutura para a matriz. Tais autores mostram, que quando o modelo é interpretado de forma adequada (considerando os impactos diretos e indiretos), os resultados em relação à estimação e a inferência não variam de forma significativa. No presente estudo, testaremos a robustez dos testes e dos modelos para três diferentes especificações para as matrizes espaciais:

- 1) Matriz com os quatro vizinhos mais próximos (W1): para cada região “i”, temos que $w_{ij} = 1$ se “j” é uma das quatro regiões mais próximas da região “i”, caso contrário $w_{ij} = 0$.
- 2) Matriz *Queen* (W2): é construída com base no critério de fronteira – se a região “i” possui fronteira com a região “j” então $w_{ij} = 1$, caso contrário $w_{ij} = 0$.
- 3) Matriz com os oito vizinhos mais próximos (W3): para cada região “i”, temos que $w_{ij} = 1$ se “j” é uma das oito regiões mais próximas da região “i”, caso contrário $w_{ij} = 0$.

Tais matrizes incorporam o fato de que regiões com maior proximidade geográfica receberão um maior peso, o que é consistente com a hipótese de Keller (2002) de que quanto maior for a proximidade geográfica entre duas regiões, maior será a interdependência (tecnológica) entre elas.

Embora as matrizes sejam baseadas em conceitos puramente geográficos, há algumas diferenças entre elas que devem ser consideradas: a matriz do primeiro caso considera apenas as relações entre economias muito próximas, enquanto a matriz do terceiro caso considera relação de uma ampla gama de regiões. A matriz *Queen*, limita o número de vizinhos àqueles fronteirizos, e como a média de vizinhos com tal matriz é de 5,5, esta representa um caso intermediário entre as demais. Estudos feitos para o Brasil, como Silveira-Neto e Azzoni (2006), Resende et al. (2012) e Özyurt e Daumal (2013) consideraram as matrizes *Queen* e matrizes com “k” vizinhos mais próximos em suas análises.

5 – Resultados

5.1 – Análise Descritiva das variáveis

A tabela 3 mostra a média, o desvio-padrão e o coeficiente de variação das variáveis que serão utilizadas para a estimação do SDM com efeitos-fixos, equação (17), que foram descritas na seção 4.4. A taxa de crescimento da renda per capita é calculada entre o ano t e o ano $t+1$. As outras variáveis são calculadas para o tempo inicial, t . A tabela 3 também descreve as estatísticas globais I de Moran construídas para o crescimento da renda per capita, considerando-se diferentes tipos de matrizes espaciais. Caso o I de Moran seja aproximadamente zero, há ausência de autocorrelação espacial e caso seja positivo, há um indício de autocorrelação positiva (Cliff e Ord, 1981).

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para as variáveis em análise:

	1970-80			1980-91			1991-00			2000-10		
	Média	DP	CV	Média	DP	CV	Média	DP	CV	Média	DP	CV
Capital Humano	1,550	0,894	0,576	2,345	1,177	0,501	3,479	1,374	0,395	4,492	1,394	0,310
Capital Físico	2,214	1,700	0,767	2,948	2,135	0,724	2,850	2,017	0,707	4,353	2,655	0,609
Renda per Capita	0,050	0,029	0,576	0,127	0,070	0,551	0,108	0,061	0,571	0,195	0,106	0,547
Cres. Populacional	0,018	0,025	-	0,016	0,019	-	0,012	0,012	-	0,009	0,009	-
Cres. Renda PC	0,091	0,019	-	-0,015	0,013	-	0,065	0,016	-	0,070	0,021	-
Cres. Renda PC												
I-Moran (W1)	0,405**			0,317**			0,463**			0,321**		
I-Moran (W2)	0,396**			0,329**			0,414**			0,303**		
I-Moran (W3)	0,386**			0,264**			0,418**			0,411**		

Fonte: Elaboração própria com dados do IPEADATA.

Nota: A renda per capita está em R\$ de 2000 (mil), o capital físico está em seu valor per capita, a R\$ de 2000 (milhões). A matriz W1 refere-se à matriz de quatro vizinhos mais próximos, W2 refere-se à matriz Queen e W3 é a de oito vizinhos mais próximos. ** representa significativa a 1%.

Primeiramente, observa-se uma elevação na média do investimento em capital humano e do investimento em capital físico no decorrer das décadas, acompanhada da redução das disparidades dessas variáveis entre as microrregiões, como pode ser visto pelos coeficientes de variação. A renda per capita média também se elevou de forma significativa, aumentando 79,8% de 1991 para 2000. Apesar disso, como mostra o coeficiente de variação (CV) para a renda per capita, a desigualdade de renda entre as microrregiões brasileiras caiu razoavelmente pouco.

Em relação à dinâmica da renda, as microrregiões brasileiras tiveram um alto crescimento da década de 70 para 80 (média de 9,2% ao ano) e um crescimento médio negativo da década de 80 para 90 (média de -1,6% ao ano), a década de 90 foi marcada por um crescimento razoável (média de 6,5% ao ano) que se manteve nos anos 2000. (média de 7% ao ano). Já em relação ao crescimento populacional, é observável uma redução estável da mesma no decorrer dos anos. A matriz de correlação dessas variáveis pode ser encontrada no apêndice 2.

Como pode ser verificado na tabela 3, as estatísticas de I de Moran foram positivas e também mostram-se estatisticamente significantes a 1%, independentemente da matriz e do ano utilizado. Esse resultado mostra indícios de dependência espacial positiva entre as taxas de crescimento econômico nas microrregiões brasileiras.

5.2 – Estimação do modelo e cálculo dos impactos

No capítulo 2, descrevemos o modelo teórico de Mankiw et al. (1992) com a extensão espacial proposta por Ertur e Koch (2006). Uma das implicações do modelo é que tanto as características da própria região (investimento em capital físico e humano, crescimento populacional e renda per capita) quanto às características de regiões vizinhas são importantes para explicar o crescimento econômico de uma dada região. O objetivo da presente seção é verificar se o modelo teórico é suportado pelos dados, de forma que seja possível identificar e mensurar os *spillovers* do capital humano e do capital físico, bem como analisar questões acerca da dinâmica de renda. Como foi discutido no capítulo 4, a metodologia de painel espacial é adequada para esse fim, porque consegue incorporar tanto a dependência espacial quanto as características específicas de cada economia.

A tabela 4 apresenta as estimações referentes à equação (18), o *Spatial Durbin Model* (SDM) com efeitos-fixos. As variáveis explicativas estão em forma logarítmica e, visando eliminar a endogeneidade por simultaneidade, utilizam-se as variáveis explicativas em seus tempos iniciais (t), enquanto a taxa de crescimento da renda per capita (variável dependente) é dada no tempo (t) e ($t+1$). A tabela 4 também apresenta os *t-values* associados a cada parâmetro. Para obter estimadores consistentes para a variância dos modelos espaciais, aplicou-se a correção de viés proposta por Lee e Yu (2010). A coluna 1 apresenta os resultados quando estima-se o modelo empírico sem considerar o espaço e o papel do capital físico, ou seja, a equação (15), impondo a restrição de que $\alpha = \rho = \theta = \phi = 0$. A coluna 2 apresenta a estimação do modelo clássico de Mankiw et al. (1992), o qual ignora qualquer tipo de interação entre as economias, tal que $\rho = \theta = \phi = 0$. A coluna 3 apresenta a versão em painel do modelo de Ertur e Koch (2007) sem o capital físico, $\alpha = \phi = 0$ e a coluna 4 apresenta a versão completa do modelo (sem qualquer tipo de restrição).

Em relação às estimações não espaciais (coluna (1) e (2)), pode-se observar que todas as variáveis consideradas possuem o sinal predito pelo modelo teórico. Além disso, a inclusão do capital físico como variável explicativa melhora a qualidade de ajuste do modelo (como é indicado pelo R^2 ajustado), um resultado que reforça a medida utilizada para o capital físico (capital residencial) como uma *proxy* apropriada. Adicionalmente, a inclusão do investimento em capital físico também reduz a importância do capital humano (como é indicado pela redução do coeficiente associado), aumenta a velocidade de convergência das economias e permite um melhor controle para o crescimento populacional. Esses resultados mostram que omitir a variável de capital físico, além de reduzir a consistência teórica do modelo, também é capaz de gerar um viés substancial nos estimadores⁶.

A coluna 3 e 4 apresenta os resultados do SDM com efeitos-fixos; os estimadores foram obtidos com a matriz *Queen*, que, de acordo com as medidas de qualidade de ajuste (*log-likelihood* e critério de Akaike e Schwarz), gera um melhor ajuste se comparado com as outras matrizes consideradas (matriz com 4 e 8 vizinhos mais próximos). Além disso, como pode ser observado, o modelo espacial que inclui o capital físico (coluna 4) exhibe o melhor ajuste aos dados. Sendo assim, toda a análise subsequente será baseada na

⁶ Essas conclusões também são válidas quando se considera os modelos espaciais (coluna (3) e (4)).

coluna 4, a versão completa do modelo proposto por Ertur and Koch (2007), equação (18), com a matriz *Queen*.

Tabela 4 – Determinantes do crescimento regional brasileiro – Estimações em Paineis – A variável dependente é o crescimento da renda per capita.

	Painel Não Espacial (1)	Painel Não Espacial (2)	Painel SDM (3)	Painel SDM (4)
ρ	-	-	0,828** (71,55)	0,808** (65,93)
Renda per Capita	-0,109** (-40,57)	-0,151** (-48,72)	-0,024** (-13,95)	-0,030** (-14,14)
Capital Humano	0,096** (33,22)	0,079** (29,31)	0,022** (12,77)	0,021** (12,67)
Capital Físico	-	0,103** (21,10)	-	0,010** (4,54)
Cres. Populacional	-0,110 (-1,62)	-0,250** (-4,10)	-0,050* (-2,01)	-0,070** (-2,57)
W Renda per Capita	-	-	0,005* (2,51)	0,004 (1,58)
W Capital Humano	-	-	-0,004* (-1,96)	-0,005* (-2,21)
W Capital Físico	-	-	-	0,002 (1,03)
W Cres. Populacional	-	-	0,025 (0,56)	0,019 (0,44)
R ²	0,51	0,62	-	-
R ² Ajustado	0,36	0,46	-	-
LogLik	-	-	735,27	744,34
Críterio de Akaike(AIC)	-	-	-1456,5	-1470,7
Críterio de Schwarz (BIC)	-	-	-1447,3	-1458,8
Número de Observações	2088	2088	2088	2088

Fonte: Elaboração própria. As variáveis W Renda per Capita, W Capital Humano, W Capital Físico e W Cres. Populacional correspondem ao *lag* espacial de Renda per capita, Capital Humano, Capital Físico e Cres. Populacional, respectivamente. “***” e “*” indicam significância estatística a 1% e 5%, respectivamente. Os modelos não espaciais foram estimados usando um estimador *within*, enquanto os modelos espaciais foram estimados por máxima verossimilhança.

Primeiramente, pode-se observar que o parâmetro de dependência espacial (ρ) é alto e estatisticamente significativo, indicando que quanto maior (menor) é a taxa de crescimento das microrregiões vizinhas, maior (menor) será a taxa de crescimento de uma microrregião particular. Essa evidência mostra que as microrregiões brasileiras não podem ser tratadas como economias independentes e que a localidade de uma economia é importante para definir sua trajetória de crescimento. Sob um ponto de vista econométrico, ignorar esse tipo de dependência espacial irá gerar viés de variáveis omitidas e conseqüentemente, estimadores inconsistentes.

Como foi enfatizado no capítulo 4 (seção 4.3), a presença de dependência espacial na variável dependente, que implica efeitos *feedback* advindos da variação dos determinantes do crescimento microrregional, faz com que as estimativas obtidas na

coluna 4 não representem os efeitos marginais na variável dependente decorrentes de variações nas variáveis explicativas. Sendo assim, para obter medidas de impactos destas variáveis no crescimento das microrregiões brasileiras, seguimos a sugestão de LeSage e Pace (2009), e assim, utilizamos os coeficientes da tabela 4 para calcular os impactos diretos, indiretos e totais. A tabela 5 apresenta os resultados da estimação dos impactos⁷.

Tabela 5– Impactos diretos, indiretos e totais das variáveis no crescimento regional.

	Direto	Indireto	Total
Renda per capita	-0,037** (-15,108)	-0,101** (-7,223)	-0,138** (-9,02)
Capital Humano	0,024** (11,858)	0,055** (3,900)	0,079** (5,144)
Capital Físico	0,013** (4,809)	0,053** (3,638)	0,067** (4,236)
Cres. Populacional	-0,083* (-2,260)	-0,187 (-0,778)	-0,271 (-1,001)

Fonte: Elaboração própria. Nota: ** representa significativa a 1% e * a 5%. Os resultados foram obtidos com a utilização da matriz W2, a matriz *Queen*. Para encontrar os desvios-padrões dos coeficientes e seus respectivos *z-values* foram feitas 1.000 amostras aleatórias supondo distribuição normal. Os *z-values* associados a cada coeficiente estão entre parênteses.

Através da tabela 5, é possível observar que os coeficientes de todas as variáveis possuem o sinal predito pelo modelo teórico de Ertur e Koch (2007). Cabe ressaltar que os impactos indiretos são estatisticamente significantes, indicando que as características das economias vizinhas (Renda per capita e o investimento em capital humano e físico) são importantes para explicar o processo de crescimento econômico de uma economia particular. Esses *spillovers* encontrados reforçam a importância de interpretar corretamente os coeficientes dos modelos espaciais⁸.

É interessante notar que os impactos indiretos possuem uma magnitude superior aos impactos diretos, o que é completamente factível, como argumentou LeSage e Fisher (2008). Como o impacto indireto médio é calculado como uma mudança na variável explicativa de *todos* os vizinhos sobre a variável dependente da região “i” é perfeitamente plausível que esse seja superior ao impacto direto quando o parâmetro de interação espacial (ρ) é elevado. Além disso, a diferença entre as estimativas de impacto direto e as estimativas do SDM (coluna 4 da tabela 4) é decorrente do efeito *feedback*.

Em relação à renda per capita, a tabela 5 mostra que economias que são mais ricas e que possuem vizinhos mais ricos num instante inicial, tendem a ter menores taxas de crescimento, um indicio de que há convergência de renda *relativa*. Especificamente, um

⁷ Os impactos estimados com a matriz W1 e W3 podem ser encontrados no apêndice 3. Os resultados foram robustos a qualquer tipo de matriz utilizada, um resultado que está de acordo com o trabalho de LeSage e Pace (2010).

⁸ Se interpretamos os coeficientes baseados na estimação do SDM (coluna 4 da tabela 4), poder-se-ia concluir que há *spillovers* negativos do capital humano e que há ausência de *spillovers* do capital físico, conclusões muito distintas das obtidas com a estimação dos impactos.

aumento de 1% na renda per capita de uma economia num período inicial leva a uma redução de sua taxa de crescimento em 0,037 pontos percentuais num período posterior, enquanto um aumento de 1% na renda inicial de *todas* as regiões vizinhas leva a uma redução de 0,101 ponto percentual. Embora tais *spillovers* negativos possam aparentar serem contraditórios, eles são uma consequência natural do processo de convergência: economias com altos níveis de renda per capita tendem a ter baixas taxas de crescimento econômico, e devido a dependência espacial positiva, essas economias acabam gerando efeitos negativos nas regiões da vizinhança.

A tabela 5 revela que há de fato a presença de *spillovers* positivos tanto do capital humano, quanto do capital físico (já que os impactos indiretos são positivos e estatisticamente significantes). Dessa forma, as microrregiões que possuem vizinhos com taxas elevadas de investimento em capital físico e humano acabam sendo beneficiadas. Esse resultado vai de encontro com o modelo teórico desenvolvido no capítulo 2, onde maiores níveis de investimento em capital físico e humano geram um maior estoque de tecnologia (*learning-by-doing*) para uma dada economia. Por sua vez, devido à interdependência tecnológica descrita por Ertur e Koch (2007), esse estoque adicional de tecnologia em uma dada região acaba transbordando para as regiões vizinhas, ocasionando maiores taxas de crescimento econômico para as mesmas.

Em relação à magnitude dos impactos diretos e indiretos, o acréscimo de um desvio-padrão no investimento em capital humano e físico de uma dada economia geram variações bastante semelhantes no crescimento econômico, embora o segundo apresente um impacto levemente maior⁹. Em relação ao investimento de economias vizinhas, o capital físico acaba sendo relativamente mais benéfico para o entorno da economia¹⁰. Uma possível razão para isso é que o capital físico está relacionado a bens de infraestrutura, que diferentemente do capital humano, costumam ser bens não excludentes e não rivais, e por isso acabam beneficiando a vizinhança com um maior grau de intensidade. Logo, esses resultados indicam que o investimento em capital físico contribui de forma mais significativa tanto para o próprio crescimento econômico quanto para o crescimento das microrregiões vizinhas.

Por fim, a tabela 5 mostra que o impacto direto do crescimento populacional é negativo e estatisticamente significativo, um resultado que está em consonância com o modelo teórico descrito no capítulo 2. No entanto, o impacto indireto do crescimento populacional não é significativo, indicando que a elevação nas taxas de crescimento populacional de economias vizinhas não ocasiona modificações na taxa de crescimento econômico de uma dada economia, ou seja, há ausência de *spillovers* espaciais decorrentes da dinâmica populacional.

⁹ O aumento de uma unidade do desvio-padrão do logaritmo do capital físico (0,63 em 2000) eleva o crescimento da economia em 0,0082 pontos percentuais, enquanto o aumento de uma unidade do desvio-padrão do logaritmo do capital humano (0,32 em 2000) a eleva em 0,0079 pontos percentuais.

¹⁰ Um acréscimo de uma unidade do desvio-padrão do logaritmo do capital físico das economias vizinhas $j \neq i$ (0,55 em 2000) eleva a taxa de crescimento da economia i em 0,029 pontos percentuais, enquanto um aumento de uma unidade do desvio-padrão do logaritmo do capital humano dos vizinhos $j \neq i$ (0,27 em 2000) aumenta a taxa de crescimento da economia i em 0,014 pontos percentuais.

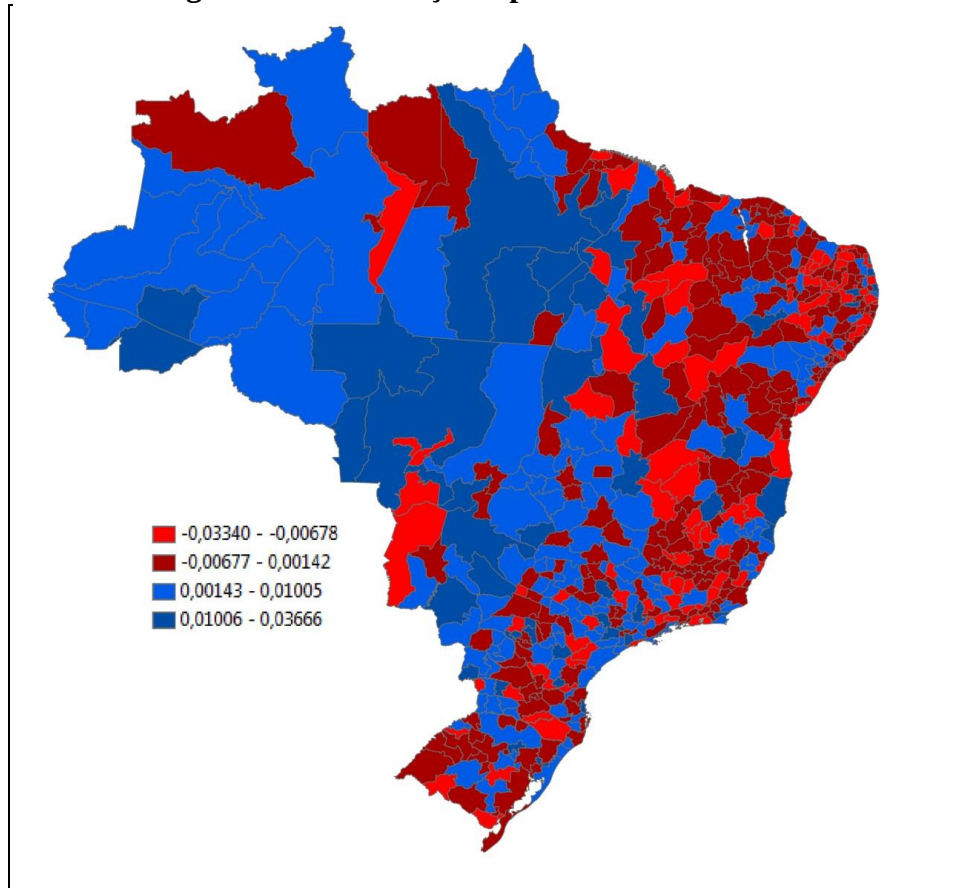
5.3 – Distribuição Espacial dos Efeitos-Fixos

A figura 1 mostra a distribuição espacial dos efeitos-fixos estimados a partir da equação (18), que são calculados da seguinte forma:

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{1it} \beta_1 \dots - x_{kit} \beta_k - \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{1jt} \theta_1 \dots - \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{kjt} \theta_k \right) \quad (27)$$

Onde μ_i é o efeito-fixo estimado para a microrregião “i”, y_{it} representa a taxa de crescimento da região “i” no tempo “t”, y_{jt} é a taxa de crescimento das economias vizinhas, x_{kit} é a variável dependente “k” da economia “i” e β_k seu respectivo coeficiente, enquanto x_{kjt} é a variável dependente “k” das economias vizinhas “j” e θ_k o respectivo coeficiente. Tem-se que $t, k = 1, \dots, 4$. Como foi discutido no capítulo 4, esses efeitos podem ser interpretados como características não observáveis (e constantes ao longo do tempo) que exercem influencia sobre o crescimento econômico de uma dada economia. Exemplos clássicos de efeitos-fixos são as instituições e os recursos naturais.

Figura 1 – Distribuição espacial dos efeitos-fixos:



Fonte: Elaboração própria.

A partir da figura 1, observa-se que não há uma clara homogeneização de tais efeitos em unidades geográficas maiores, ou seja, em um estado ou macrorregião há tanto microrregiões que possuem um efeito-fixo menos favorável (em vermelho) quanto microrregiões que possuem um efeito-fixo mais favorável (em azul). Nesse sentido, a utilização de unidades geográficas maiores para a análise de convergência regional no Brasil acaba agregando regiões com dinâmicas muito distintas e, dessa forma, pode conduzir a resultados imprecisos. Além disso, é possível identificar a existência de *clusters* espaciais - microrregiões que possuem um baixo (alto) efeito-fixo estão relacionadas a vizinhos semelhantes. Esse resultado é consistente com as evidências de interdependência espacial encontrada ao longo do trabalho.

Em relação à distribuição espacial dos efeitos fixos no território brasileiro, observa-se que as microrregiões com os maiores efeitos-fixos estão localizadas predominantemente na região Centro-Oeste (69% de suas microrregiões estão nos dois primeiros quartis da distribuição, em azul) e na região Norte (61% das microrregiões). Já as microrregiões com os efeitos-fixos mais desfavoráveis estão predominantemente na região Nordeste, onde apenas 27% das microrregiões estão nos dois quartis com maiores efeitos-fixos. Em nível estadual¹¹ esse contraste fica ainda mais claro: enquanto estados como Amazonas, Goiás e Acre possuem mais de 70% de suas respectivas microrregiões nos quartis mais favoráveis (em azul), os estados de Alagoas, Rio Grande do Norte e Paraíba possuem mais de 70% de suas microrregiões nos quartis mais baixos (em vermelho).

Uma das possíveis causas para essas evidências é a crescente expansão agrícola vivenciada no período em análise (1970-2010) que privilegiou primordialmente as regiões do centro-oeste e do norte. Além disso, como essas regiões possuem as microrregiões com as maiores áreas geográficas, esse resultado pode ser um indicio da importância do fator terra para o crescimento regional do Brasil. Em relação à má situação do Nordeste, é possível, que esta seja decorrente da influência negativa de sua localização (longe dos maiores mercados), da sua geografia (terras de pior qualidade) e do funcionamento mais precário de suas instituições.

¹¹ A correspondência completa entre macrorregiões/estados e a proporção de microrregiões nos dois quartis mais altos da distribuição (azul) pode ser encontrada no apêndice 4.

6 - Conclusão

O presente estudo buscou analisar os determinantes do crescimento econômico e o padrão da dinâmica de renda para as microrregiões brasileiras, considerando o modelo teórico de Mankiw et al. (1992) com a expansão espacial proposta por Ertur e Koch (2006). A estruturação dos dados na forma de um painel espacial é útil porque permite a estimativa das influências das variáveis sobre o crescimento regional considerando tanto as interações espaciais quanto os efeitos específicos das localidades (efeitos-fixos), fontes potenciais de endogeneidade e, assim, de viés destas estimativas. Adicionalmente, a utilização de um painel permite a existência de heterogeneidade na função de produção para diferentes economias.

Dessa forma, o trabalho contribui para o debate acerca do crescimento econômico regional no Brasil cobrindo algumas limitações até então, existentes. Em primeiro lugar, apesar da extrema relevância para a política de desenvolvimento regional, não havia estudos que captassem a influência do capital físico e do capital humano considerando simultaneamente a interação espacial e as heterogeneidades locais (os efeitos-fixos). Em segundo lugar, os estudos que empregam a metodologia de painel espacial não interpretam os parâmetros espaciais da forma correta, seguindo os procedimentos de LeSage e Pace (2009) e portanto não são capazes de mensurar corretamente os *spillovers* espaciais.

Os resultados indicam que a hipótese de convergência relativa é aceita, independentemente do tipo de matriz espacial considerada, um indício de que a desigualdade de renda entre as microrregiões tende a se reduzir. O parâmetro de dependência espacial revelou-se positivo e significativo, implicando que as regiões que possuem altas taxas de crescimento econômico estão relacionadas a vizinhos que também crescem muito e, simetricamente, regiões que crescem pouco são relacionadas a vizinhos que também crescem pouco. Esses resultados mostram que a hipótese de clubes de convergência não pode ser descartada. Ainda em relação à dinâmica de renda, foi constatado, através da interpretação dos parâmetros dos modelos espaciais como impactos diretos e indiretos, que microrregiões que possuem vizinhos com maior renda per capita num instante inicial, tendem a crescer menos. Esse resultado significa que a dependência espacial acaba reforçando o efeito de convergência, fazendo com que haja uma maior velocidade de ajuste.

Em relação aos determinantes do crescimento econômico, a estimação dos impactos indiretos revela a existência de *spillovers* positivos tanto do investimento em capital físico, como do investimento em capital humano. Ou seja, uma região é beneficiada (em termos de crescimento econômico) não apenas quando ela própria aumenta seu nível de investimento em capital físico (humano), mas também quando as regiões vizinhas o fazem. Além disso, foi detectado que o investimento em capital físico contribui de forma mais significativa para o crescimento econômico em relação ao investimento em capital humano, tanto para a própria região, como para as regiões vizinhas.

Por fim, esses resultados trazem importantes implicações no direcionamento de políticas regionais que visam o crescimento econômico de longo prazo. É importante considerar que as microrregiões possuem um alto grau de interdependência, de modo que a implantação de determinada política em uma região afetará todas as regiões vizinhas. Cabe destacar que grande parte dos benefícios gerados pelo capital humano e físico no

processo de crescimento econômico de uma dada microrregião provém da acumulação desses fatores por parte das regiões vizinhas.

Logo, do ponto de vista as política de desenvolvimento regional, não faz sentido a “guerra fiscal” com economias vizinhas para atração de capital; todo o entorno econômico acaba se beneficiando. A estratégia de desenvolvimento deve considerar que os ganhos com a acumulação do capital físico se disseminam entre economias vizinhas e, assim, deve focar nas vantagens baseadas em fundamentos econômicos para alocação dos recursos públicos. Além disso, os formuladores de políticas regionais que visam estimular o investimento em capital físico e humano devem considerar que é provável que as microrregiões que possuem um maior número de vizinhos possuem também uma maior zona de influência em termos de difusão tecnológica e por isso, conseguem gerar uma maior quantidade de *spillovers*.

7- Referências Bibliográficas

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

ACEMOGLU, D. *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton University Press. 2009.

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

ARBIA, G., PIRAS, G. Convergence in per-capita GDP across eu-nut2 regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects. *Working Paper REAL*, 05-T-3, Urbana Champaign, 2005.

AZZONI, C. R. ; MENEZES, N. ; MENEZES, T. ; SILVEIRA NETO, R. M. . Geography and Income among Brazilian States. Research Network Working Paper, Washington, v. 1, p. 3-30, 2000.

BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*, 3 ed. Chichester, UK: Wiley. 2005.

BALTAGI B.H., SONG S.H., KOH W. Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation. *Journal of Econometrics*, 117, 123-150. 2003.

BARROS, G., NAKABASHI, L., SAMPAIO, A., Determinantes do Capital Físico: o papel do Capital Humano e da Qualidade Institucional. In: Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Anais. 2013.

CLIFF, R., ORD, J.K., *Spatial Processes: Models and Applications*. Pion, London. 1981.

ELHORST, P. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Sciences Review*, 26, 3:244-268. 2003.

ELHORST, P. Spatial Panel Data Models. In MM Fischer, A Getis (eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer-Verlag. 2009.

ELHORST, P. PIRAS G., ARBIA G. Growth and convergence in a multi-regional model with space-time dynamics. *Geographical Analysis*, 42(3): 338–355. 2010.

ERTUR, C., KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence, Regional Economics Applications Laboratory-Technical Series, 05- T-10, University of Illinois at Urbana-Champaign, presented at the Econometric Society World Congress. 2005.

ERTUR, C., KOCH, W. Convergence, human capital and international spillovers. Working paper, LEG 2006-03. Université de Bourgogne, France. 2006

ERTUR, C., KOCH, W. Growth, Technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 22: 1033–1062. 2007.

FINGLETON, B., LÓPEZ-BAZO, E. Empirical growth models with spatial effects. *Papers in Regional Science*, 85: 177-198. 2006.

FISCHER, M. A spatial Mankiw–Romer–Weil model: theory and evidence. *Annals of Regional Science*, 47(2): 419-436. 2011.

GIBBONS, S., OVERMAN, H. Mostly pointless spatial econometrics? *Journal of Regional Science*, 52: 172–191. 2012.

IPEADATA. Dados Regionais (disponível: <http://www.ipeadata.gov.br>).

ISLAM, N. Growth empirics: A Panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4): 1127-1170. 1995.

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, 17: 309–362. 2003.

KELLER, W. Geographic localization of international technology diffusion. *American Economic Review*, 92(1):120–142. 2002.

LESAGE, J. P., FISCHER, M. M. Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3(3):275. 2008.

LESAGE, J. P., PACE, R. *Introduction to spatial econometrics*. Taylor and Francis, Boca Raton, FL, 2009.

LESAGE, J. P., PACE, R. The Biggest Myth in Spatial Econometrics. Disponível em: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1725503>.

LESAGE, J.P., PARENT, O. Bayesian model averaging for spatial econometric models. *Geographical Analysis* 39 (3), 241–267. 2007.

LEE, L., YU, J. Some recent developments in spatial panel data models. *Regional Science and Urban Economics* 40. 255–271. 2010.

LÓPEZ-BAZO, E., ARTÍS, M., VAYÁ, E. Regional externalities and growth: evidence from European regions. *Journal of Regional Science*, 44: 43–73. 2004.

MAGALHÃES, A., HEWINGS, G. J. d. e AZZONI, C. R. Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil. *Working Paper REAL*, 00-T-11, Urbana Chanpaign, 2000.

MAGNAGO, A., A divisão regional brasileira – uma revisão bibliográfica. *Revista Brasileira de Geografia*, Rio de Janeiro, v. 57, n. 4, p. 65-92. 1995.

MANKIW, N. G., ROMER, D., WEIL, D. N. A Contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107: 407-37. 1992.

MENEZES, T., SILVEIRA-NETO, R. M. ; AZZONI, C . Demography and evolution of regional inequality. *The Annals of Regional Science*, v. 49, p. 643-655, 2012.

MILLO, G., PIRAS, G. splm: Spatial Panel Data Models in R. *Journal of Statistical Software*, 47(1), 1–38. 2012.

ÖZYURT, S., DAUMAL, M. Trade openness and regional income spillovers in Brazil: A spatial econometric approach. *Papers in Regional Science*, 92(1). 2013.

PACE R., LESAGE, J. Spatial autoregressive local estimation. In *Spatial Econometrics and Spatial Statistics*, Getis A, Mur J, Zoller H (eds). Palgrave MacMillan: New York; 31–51. 2004.

REIS E. J., TAFNER P., PIMENTEL M., MEDINA M., MAGALHAES K., REIFF L. O., SERRA R.V. (2005) *O PIB dos municípios brasileiros: metodologia e estimativas, 1970-96*. IPEA Discussion Paper, n. 1064, Brasília.

REY, S., MONTOURY, B. D. U.S. regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33: 143-156. 1999.

RESENDE, G., CARVALHO, A., SAKOWSKI, P. Evaluating Multiple Spatial Dimensions of Economic Growth in Brazil using Spatial Panel Data Models, 1970-2000. In: Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Anais. 2012.

RESENDE, G. Spatial Dimensions of Economic Growth in Brazil. *ISRN Economics*: 1-19. 2013

SEYA, H., TSUTSUMI, M., YAMAGATA, Y. Income Convergence in Japan: A Bayesian spatial Durbin model approach. *Economic Modelling*, 29: 60-71. 2012.

SILVEIRA-NETO, R., AZZONI, C. Location and regional income disparity dynamics: the Brazilian case. *Papers in Regional Science*, 85(4). 2006.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70: 65-94. 1956.

TIAN, L., WANG, H., Chen, Y. Spatial externalities in China regional economic growth. *China Economic Review* 21:20–31. 2010.

Apêndice 1 - Elasticidade da taxa de crescimento da região “i” em relação ao nível de investimento em capital humano de regiões vizinhas.

Escrevendo a equação (15) de forma matricial:

$$G = -\mu Y_0 + \mu \frac{\alpha + \phi}{\psi} S^K + \mu \frac{\beta + \theta}{\psi} S^H - \mu \frac{\alpha + \phi + \beta + \theta}{\psi} N - \mu \frac{\rho \alpha}{\psi} W S^K - \mu \frac{\rho \beta}{\psi} W S^H + \mu \frac{(1 - \alpha - \beta) \rho}{\psi} W Y_0 + \mu \frac{\rho(\alpha + \beta)}{\psi} W N + \mu \frac{(1 - \alpha - \beta) \rho}{\psi} W G \quad (A1)$$

Onde G, Y_0, S^K, S^H e N são vetores nx1 da taxa de crescimento econômico, do logaritmo renda inicial, do logaritmo da taxa de investimento em capital físico, do logaritmo da taxa de investimento em capital humano e da taxa de crescimento populacional (considerando a depreciação e o crescimento tecnológico).

Primeiramente isola-se o termo G , de modo a obter a seguinte expressão:

$$G = \left[I - \mu \frac{(1 - \alpha - \beta) \rho}{\psi} W \right]^{-1} \left[-\mu Y_0 + \mu \frac{\alpha + \phi}{\psi} S^K + \mu \frac{\beta + \theta}{\psi} S^H - \mu \frac{\alpha + \phi + \beta + \theta}{\psi} N - \mu \frac{\rho \alpha}{\psi} W S^K - \mu \frac{\rho \beta}{\psi} W S^H + \mu \frac{(1 - \alpha - \beta) \rho}{\psi} W Y_0 + \mu \frac{\rho(\alpha + \beta)}{\psi} W N \right] \quad (A2)$$

Derivando com relação a S^H , obtemos a elasticidade do produto em relação ao nível de investimento em capital humano da economia:

$$\frac{\partial G}{\partial S^H} = \left[I - \mu \frac{(1 - \alpha - \beta) \rho}{\psi} W \right]^{-1} \left[\mu \frac{\beta + \theta}{\psi} I - \mu \frac{\rho \beta}{\psi} W \right] \quad (A3)$$

Percebendo que o primeiro termo do lado direito da equação (A3) é uma progressão geométrica, podemos escrever (A3) da seguinte forma:

$$\frac{\partial G}{\partial S^H} = \left\{ I + \mu \frac{(1 - \alpha - \beta) \rho}{\psi} W + \dots + \left[\mu \frac{(1 - \alpha - \beta) \rho}{\psi} \right]^n W^n \right\} \left[\mu \frac{\beta + \theta}{\psi} I - \mu \frac{\rho \beta}{\psi} W \right] \quad (A4)$$

Resolvendo (A4), encontra-se a seguinte expressão:

$$\frac{\partial G}{\partial S^H} = \mu \frac{\beta + \theta}{\psi} I + \frac{\mu(\beta \phi + \theta(1 - \alpha))}{(1 - \alpha - \beta) \psi} \sum_{r=1}^{\infty} W^r \left(\frac{(1 - \alpha - \beta) \rho \mu}{\psi} \right)^r \quad (A5)$$

Seguindo Ertur and Koch (2005), pode-se escrever (A5) de forma escalar:

$$\begin{aligned} \frac{\partial g_i}{\partial s_{i,j}^h} = & \mu \frac{\beta + \theta}{\psi} + \frac{\mu(\beta\phi + \theta(1 - \alpha))}{(1 - \alpha - \beta)\psi} \sum_{r=1}^{\infty} w_{ii}^r \left(\frac{(1 - \alpha - \beta)\rho\mu}{\psi} \right)^r \\ & + \frac{\mu(\beta\phi + \theta(1 - \alpha))}{(1 - \alpha - \beta)\psi} \sum_{r=1}^{\infty} w_{ij}^r \left(\frac{(1 - \alpha - \beta)\rho\mu}{\psi} \right)^r \end{aligned} \quad (A6)$$

A equação (A6) refere-se à elasticidade da taxa de crescimento da economia “i” em relação ao investimento em capital humano de todas as regiões. Pode-se perceber que o último termo do lado direito da equação (A6) refere-se à elasticidade apenas em relação aos vizinhos, de modo que quando $w_{ij} = 0 \quad \forall i \neq j$, tem-se a ausência de externalidades espaciais.

Como $\theta + \beta + \phi + \alpha < 1$ e os parâmetros são positivos, conclui-se que:

$$\frac{\partial g_i}{\partial s_j^h} > 0 \quad (A7)$$

Ou seja, um aumento no investimento de capital humano por parte de regiões vizinhas irá gerar *spillovers* positivos para a própria região “i”. De acordo com Ertur and Koch (2005) esse efeito ocorre da seguinte forma: quando uma região investe em capital humano sua própria taxa de crescimento aumenta, e como há uma dependência espacial positiva entre as taxas de crescimento (em decorrência da interdependência tecnológica), a região vizinha se beneficia. Um raciocínio análogo poderia ser feito para o investimento em capital físico, a taxa de crescimento populacional e a renda inicial.

Apêndice 2 – Matriz de correlação das variáveis em análise:

Tabela A 1 - correlações entre as variáveis em análise:

	Capital Humano	Capital Físico	Renda pc	Cres. Rpc	Cres. Pop.
Capital Humano	1	0,821	0,871	0,085	-0,008
Capital Físico	0,821	1	0,889	-0,017	0,083
Renda pc	0,871	0,889	1	-0,154	0,055
Cres. Rpc	0,085	-0,017	-0,154	1	-0,63
Cres. Pop.	-0,008	0,083	0,055	-0,063	1

Fonte: Elaboração própria.

Apêndice 3 – Estimação de impactos com a matriz W1 e com a matriz W3:

Tabela A 2 - Impactos do modelo SDM: Matriz com os 4 vizinhos mais próximos (W1):

	Direto	Indireto	Total
Renda per Capita	-0,041** (-16,706)	-0,105** (-8,617)	-0,146** (-10,759)
Capital Humano	0,026** (12,774)	0,062** (5,129)	0,088** (6,543)
Capital Físico	0,017** (5,668)	0,052** (4,14)	0,070** (4,601)
Cres. Populacional	-0,101** (-2,639)	-0,376 (-1,769)	-0,477 (-1,958)

Fonte: Elaboração própria. Nota: ** representa significativa a 1% e * a 5%. encontrar os desvios-padrões dos coeficientes e seus respectivos z-values foram feitas 1.000 amostras aleatórias supondo distribuição normal. Os z-values associados a cada coeficiente estão entre parênteses.

Tabela A 3 - Impactos do modelo SDM: Matriz com os 8 vizinhos mais próximos (W3):

	Direto	Indireto	Total
Renda per Capita	-0,030** (-12,530)	-0,106** (-4,830)	-0,137** (-5,870)
Capital Humano	0,020** (10,520)	0,077** (3,550)	0,098** (4,281)
Capital Físico	0,008* (2,490)	0,032 (1,980)	0,041* (2,120)
Cres. Populacional	-0,077* (-2,21)	-0,385 (-1,062)	-0,462 (-1,194)

Fonte: Fonte: Elaboração própria. Nota: ** representa significativa a 1% e * a 5%. Para encontrar os desvios-padrões dos coeficientes e seus respectivos z-values foram feitas 1.000 amostras aleatórias supondo distribuição normal. Os z-values associados a cada coeficiente estão entre parênteses.

Apêndice 4 – Efeitos-fixos: Macrorregiões e Estados

Tabela A 4 - Proporção de microrregiões (%) nos dois quartis mais altos da distribuição de efeitos-fixos por Macrorregião e Estados:

Macrorregiões		Estados	
Centro-Oeste	69,2	Paraná (PR)	53,8
Norte	61,5	São Paulo (SP)	51,6
Sul	47,8	Tocantins (TO)	50
Sudeste	41,3	Pará (PA)	42,1
Nordeste	26,9	Rio Grande do Sul (RS)	35,5
Estados		Bahia (BA)	34,4
Acre (AC)	100	Maranhão (MA)	33,3
Amapá (AP)	100	Minas Gerais (MG)	30,8
Rondônia (RO)	100	Sergipe (SE)	30,8
Roraima (RR)	100	Pernambuco (PE)	27,8
Mato Grosso do Sul (MS)	80	Rio de Janeiro (RJ)	27,8
Amazonas (AM)	72,7	Piauí (PI)	26,7
Goiás (GO)	72,2	Ceará (CE)	25
Santa Catarina (SC)	55	Paraíba (PB)	21,7
Mato Grosso (MT)	54,5	Rio Grande do Norte (RN)	21,1
Espírito Santo (ES)	53,8	Alagoas (AL)	15,4

Fonte: Elaboração Própria

