

Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia

Dissertação de Mestrado

**Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000
a 2005**

Erika Cristina Barbosa de Almeida Ribeiro

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

Juiz de Fora

2010

Erika Cristina Barbosa de Almeida Ribeiro

**Convergência de Renda Local entre os Municípios Brasileiros para o Período 2000 a
2005**

Dissertação de mestrado submetida à Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção de título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

Juiz de Fora

2010

Ribeiro, Erika Cristina Barbosa de Almeida.

Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005 / Erika Cristina Barbosa de Almeida Ribeiro. – 2010. 140 f. : il.

Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)—Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2010.

1. Desenvolvimento econômico. 2. Renda (Economia).
3. [Econometria](#). I. Título.

CDU 330.35

Erika Cristina Barbosa de Almeida Ribeiro

**Convergência de Renda Local entre os Municípios Brasileiros para o Período 2000 A
2005**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, como parte das exigências para obtenção do título de Mestre.

Aprovada em 15/12/2010

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida (Orientador)

Universidade Federal de Juiz de Fora

Profa. Dra. Tatiane Almeida de Menezes

Universidade Federal de Pernambuco

Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia

Universidade Federal de Juiz de Fora

Juiz de Fora

2010

À minha querida mãe.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha mãe pelo seu amor incondicional.

À minha família, avó, tios, primos e “irmãos” por serem tão generosos e por estarem sempre presentes em minha vida.

Aos professores da FE por estarem sempre dispostos a ensinar e orientar. Tive aqui belos exemplos do que, de fato, é ser professor... Carrego, portanto, não só os ensinamentos teóricos, mas também o legado de ser um verdadeiro mestre.

Em especial, ao prof. Dr. Eduardo Almeida pela confiança e paciência ao longo desse ano.

Aos professores Dr. Ricardo Freguglia, Dra. Tatiane de Menezes e Dr. José Simão pelas valiosas contribuições feitas a esse trabalho.

À Cida por ser peça fundamental desse programa de mestrado.

Aos meus colegas de mestrado pela companhia ao longo desses dois anos.

Aos meus amigos por compreenderem a minha ausência durante todo esse tempo.

Ao Filipe pelo amor, apoio e incentivo dedicados a mim desde sempre. Amo você.

A Deus por tudo isso.

RESUMO

Diversos trabalhos discutem a existência de convergência de renda. O trabalho seminal de Baumol (1986) aponta que as regiões convergiriam em renda de maneira absoluta. Por outro lado, outros estudos como o de Barro e Sala-i-Martin (1992) não encontram evidências de convergência absoluta. Mankiw *et al* (1992) sugerem que a convergência se daria de forma condicional, ou seja, cada região convergiria para o seu próprio *steady state*, dadas suas características específicas. A partir desse conceito de convergência condicional, torna-se interessante construir modelos locais onde cada economia possua seus próprios parâmetros. Com base nesses modelos, é possível fornecer informações sobre o coeficiente β de cada região e, assim, descobrir se cada região está convergindo ou não, bem como conhecer sua velocidade de convergência e meia-vida. Dessa forma, este estudo tem como objetivo analisar a convergência de renda *per capita* local entre os municípios brasileiros para o período de 1999-2005. Com o objetivo de estender o período em estudo, também será analisado o processo de convergência absoluta local entre as Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), de 1980 a 2007. Para isso, será utilizada a metodologia de Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG) adaptada a modelos econométricos-espaciais locais que possibilita a incorporação de elementos referentes a efeitos espaciais, como dependência e heterogeneidade. Por fim, busca-se também analisar se a carga tributária, as despesas municipais e os *royalties* de petróleo estariam influenciando processo de crescimento econômico. Os principais resultados apontam que o PIB *per capita* inicial afeta de maneira específica a taxa de crescimento de cada município e de cada área mínima comparável (AMC) e, conseqüentemente, pode-se dizer que cada região apresenta suas específicas velocidades de convergência e meia-vida. Ademais, os resultados também indicam que os impactos do Fundo de Participação Municipal, da carga tributária e dos *royalties* de petróleo variam entre os municípios brasileiros no período de análise.

Palavras-chave: Crescimento econômico. Convergência de Renda. Econometria Espacial.

ABSTRACT

Several works discuss the existence of income convergence. The seminal work of Baumol (1986) noted that regions converge in income in an absolute way. Moreover, other studies, such as Barro and Sala-i-Martin (1992), find no evidence of absolute convergence. Mankiw *et al* (1992) suggest that convergence would take place conditionally, i.e. each region would converge to its own steady state, given its specific characteristics. From this concept of conditional convergence, it becomes interesting to develop models where each economy has its own parameters. Based on these models, it is possible to provide information about the coefficient β of each region and, thus, discover if that each region is converging or not, and know its convergence speed and half-life. Thus, this study aims to analyze the local convergence of *per capita* income among the Brazilians cities for the period 2000-2005. Aiming to extend the period under study, also will analyze the local absolute convergence process between the “*Áreas Mínimas Comparáveis*” (AMC), from 1970 to 2007. For this, will be used the methodology of Geographically Weighted Regression (GWR), adapted to local spatial-econometric models that allows the incorporation of elements related to spatial effects, such as dependency and heterogeneity. Finally, this study seeks to verify whether the taxes, municipal expenditures and royalties influence both the process of economic growth and the local income convergence. The results indicate that the GDP per capita affects the growth rate of each municipality and each area (AMC) in a specifically way and, therefore, it can be said that each region has its specific convergence rate and half-life. Moreover, the results also indicate that the impacts of *Fundo de Participação Municipal*, of the tax and of oil royalties vary between municipalities.

Key words: Economic Growth. Income Convergence. Spatial Econometric.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1: Municípios Receptores de <i>Royalties</i> de Petróleo em 2000.....	22
Figura 1.2: Municípios Receptores de <i>Royalties</i> de Petróleo em 2005.....	23
Figura 3.1 Convenção rainha de contigüidade.....	70
Figura 3.2 Convenção <i>torre</i> de contigüidade.....	71
Figura 3.3 Convenção <i>bispo</i> de contigüidade.....	71
Figura 3.4: Diagrama de Dispersão de Moran.....	75
Figura 3.5: <i>Kernel</i> Adaptativo.....	80
Figura 4.1 Mapa quantílico das taxas de crescimento do período 1980/1996.....	89
Figura 4.2 Mapa quantílico das taxas de crescimento do período 1996/2007.....	90
Figura 4.3: Mapa quantílico das taxas de crescimento do período 1980/2007.....	91
Figura 4.4: Diagrama de Dispersão Univariado para o período 1980/1996.....	92
Figura 4.5: Diagrama de Dispersão Univariado para o período 1996/2007.....	93
Figura 4.6: Diagrama de Dispersão Univariado para o período 1980/2007.....	94
Figura 4.7 Diagrama de Dispersão Bivariado para o período 1980/1996.....	95
Figura 4.8 Diagrama de Dispersão Bivariado para o período 1996/2007.....	95
Figura 4.9 Diagrama de Dispersão Bivariado para o período 1980/2007.....	96
Figura 4.10 Mapa de <i>Clusters</i> LISA para o período 1980/1996.....	97
Figura 4.11 Mapa de <i>Clusters</i> LISA para o ano 1996/2007.....	97
Figura 4.12 Mapa de <i>Clusters</i> LISA para o período 1980/2007.....	98
Figura 4.13: Mapa quantílico das taxas de crescimento dos municípios brasileiros do período 1999/2002.....	100
Figura 4.14: Mapa quantílico das taxas de crescimento dos municípios brasileiros no período 2002/2005.....	101
Figura 4.15: Mapa quantílico das taxas de crescimento dos municípios brasileiros no período 1999/2005.....	102
Figura 4.16 Diagrama de Dispersão de Moran referente ao período 1999/2002.....	103

Figura 4.17 Diagrama de Dispersão de Moran referente ao período 02/05	104
Figura 4.18 Diagrama de Dispersão de Moran referente ao período 1999/2005	105
Figura 4.19: Diagrama de Dispersão de Moran Bivariado do Período 1999/2002	106
Figura 4.20: Diagrama de Dispersão de Moran Bivariado do Período 2002/2005	107
Figura 4.21: Diagrama de Dispersão de Moran Bivariado do Período 1999/2005	107
Figura 4.22: Mapas de <i>cluster</i> LISA para o período 1999/2002	108
Figura 4.23: Mapas de <i>cluster</i> LISA para o período 2002/2005	109
Figura 4.24: Mapas de <i>cluster</i> LISA para o período 2002/2005	109
Figura 5.1: Impactos Totais Locais referentes à variável de renda <i>per capita</i> inicial (<i>PIBi</i>). 116	
Figura 5.2: Período de Meia-Vida (em anos) das Áreas Mínimas Comparáveis	117
Figura 5.3 Impactos Totais Locais da Variável <i>PIBi</i> nos Municípios Brasileiros	126
Figura 5.4: Períodos de Meia-Vida dos Municípios Brasileiros	127
Figura 5.5: Impactos Totais Locais da variável <i>FPM</i> nos Municípios Brasileiros	128
Figura 5.6: Impactos Totais Locais da variável <i>CTT</i> nos Municípios Brasileiros	129
Figura 5.7: Impactos Totais Locais da variável <i>ROY</i> nos Municípios Brasileiros.....	130

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1: Análise Descritiva das Variáveis referentes às AMCs	88
Tabela 4.2: Estatísticas <i>I</i> de Moran referentes à matriz “K1”	92
Tabela 4.3: Análise Descritiva das Variáveis referentes aos Municípios	99
Tabela 4.3: Estatísticas <i>I</i> de Moran referentes à matriz “Rainha”	103
Tabela 5.1: Resultados Globais do Modelo de Primeiras Diferenças feitos para as AMCs ..	112
Tabela 5.2: Resultados dos Modelos Espaciais para o Período 1980/2007	114
Tabela 5.3: Teste de Monte Carlo para o modelo SDEM para a primeira diferença entre 1980/1996 e 1996/2007.....	115
Tabela 5.4: Resultados Globais das Estimáveis Relativas aos Municípios Brasileiros	119
Tabela 5.5: Resultados Globais dos Modelos de Dependência Espacial para os Municípios Brasileiros.....	123
Tabela 5.6: Impactos Marginais Totais dos Modelos de Dependência Espacial.....	124
Tabela 5.7: Teste de Monte-Carlo para o modelo SEM	126

SUMÁRIO

1 Introdução.....	15
1.1 Considerações Iniciais.....	15
1.2 Desigualdade de Renda no Brasil e Alguns Fatores que Podem (ou não) Contribuir Para a Sua Redução	16
1.2.1 Carga Tributária	18
1.2.2 Despesas Públicas Municipais	20
1.2.3 <i>Royalties</i> do Petróleo.....	21
1.3 Objetivos.....	23
1.3.1 Objetivos Gerais.....	23
1.3.2 Objetivos Específicos	23
2 Revisão de Literatura	25
2.1 Referencial Teórico.....	25
2.1.1 Modelo de Solow	25
2.1.2 Modelos de Crescimento Endógeno.....	27
2.1.3 Tipos de Convergência: Absoluta, Condicional, Clubes de Convergência e Convergência Local	30
2.1.4 Nova Geografia Econômica.....	35
2.2 Referencial Empírico.....	36
2.2.1 Trabalhos sem Abordagem de Econometria Espacial	38
2.2.2 Trabalhos com a Abordagem da Econometria Espacial.....	43
3 Modelos Teóricos e Metodologia	58
3.1 Modelos Teóricos.....	58
3.1.1 Modelo de Solow	58
3.1.2 Modelo de Solow Espacialmente Ampliado.....	61
3.1.3 Modelo Heterogêneo	67
3.2 Efeitos Espaciais e Análise Exploratória dos Dados Espaciais	68

3.2.1 Efeitos Espaciais	68
3.2.2 Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)	70
3.3 Dados em Painel	76
3.4 Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG)	78
3.4.1 Modelo de RPG.....	78
3.4.2 Modelo RPG com Dependência Espacial.....	80
3.5 Modelo Empírico	82
3.5.1 Descrição das variáveis	82
3.5.2 Especificação Empírica	86
4 Análise Exploratória dos Dados Espaciais.....	88
4.1 Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) das Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs)	88
4.1.1 Análise da distribuição espacial das taxas de crescimento da renda <i>per capita</i> no das AMCs.....	89
4.1.2 Análise da autocorrelação espacial global.....	91
4.1.2.1 Análise da autocorrelação espacial das taxas de crescimento da renda <i>per capita</i> das AMCs.....	91
4.1.2.2 Análise da autocorrelação espacial bivariada em relação às taxas de crescimento da renda <i>per capita</i> e a renda <i>per capita</i> inicial.....	94
4.1.3 Análise da autocorrelação espacial local.....	96
4.2 Análise Exploratória dos Dados Espaciais dos Municípios Brasileiros.....	98
4.2.1 Análise da distribuição espacial das taxas de crescimento da renda <i>per capita</i> no período 2000-2005.....	100
4.2.2 Análise da autocorrelação espacial global.....	102
4.2.2.1 Análise da autocorrelação espacial das taxas de crescimento da renda <i>per capita</i> municipal.....	102
4.2.2.2 Análise da autocorrelação espacial bivariada em relação às taxas de crescimento da renda <i>per capita</i> e a renda <i>per capita</i> inicial.....	105
4.3 Análise da autocorrelação espacial local.....	108

5 Resultados.....	111
5.1 Resultados das estimações relativas às Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs).....	111
5.1.1 Modelos de Dependência Espacial para o Período Compreendido Entre 1980 e 2007	113
5.2 Resultados das estimações relativas aos Municípios Brasileiros.....	118
5.2.1 Modelos de Dependência Espacial para a primeira diferença entre os períodos 1999/2002 e 2002/2005.....	122
6 Considerações Finais.....	131
7 Referências Bibliográficas.....	134

1 Introdução

1.1 Considerações Iniciais

O crescimento econômico e a convergência de renda são temas muito estudados no campo econômico. Desde os trabalhos de Baumol (1986) e Abramovitz (1986), que indicam a existência de convergência de renda *per capita* entre as regiões, tal análise passou por diversas sofisticações.

Em um trabalho posterior, Baumol e Wolff refinam a análise e encontram uma convergência de renda em clubes, ou seja, a influência da renda inicial *per capita* sobre as taxas de crescimento variaria de acordo com as características locais. Dessa forma, os autores concluem que cada clube apresentaria um *steady state*, que as regiões pertencentes ao mesmo clube convergiriam em renda entre si e que não haveria uma convergência de renda absoluta (BAUMOL E WOLFF, 1988).

Já Mankiw *et al* (1992) interpretam o modelo de Solow tradicionalmente usado para análise de crescimento de maneira diferente de Baumol (1986) e Abramowitz (1986). Segundo os autores, a convergência de renda aconteceria de forma condicional, ou seja, diferentes níveis de *steady state* seriam encontrados quando houvesse diferenças nos aspectos específicos de cada região, como, por exemplo, diferentes taxas de crescimento populacional e diferentes níveis de capital humano.

Uma questão pertinente à discussão de convergência de renda seriam os aspectos regionais, ou seja, é interessante que se considere a influência dos efeitos espaciais sob a dinâmica de crescimento de cada região. Autores da Nova Geografia Econômica (NGE) como Krugman (1998), por exemplo, conferem ao espaço uma grande importância sobre a determinação do crescimento das regiões. Krugman (1998) argumenta que a aglomeração das atividades em determinado local é explicada por forças que atraem (centrípetas) e que repelem (centrífugas) tais atividades. Assim, essas forças teriam uma forte influência sobre a aglomeração das atividades econômicas em determinadas regiões, aumentando, assim, as suas possibilidades de crescimento econômico. Alguns exemplos de forças centrípetas e

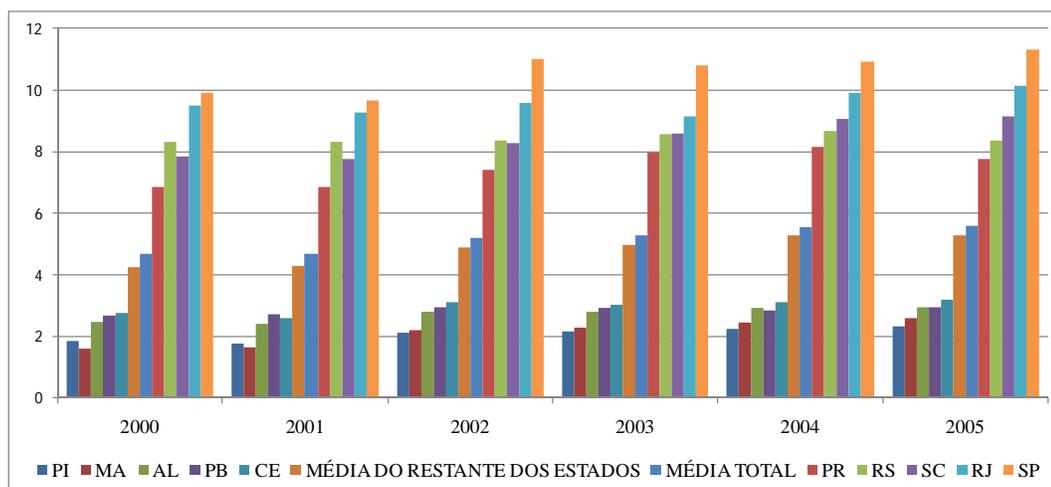
centrífugas seriam, respectivamente, facilidades de acesso a mercados e a produtos e altos custos de transporte.

Concernente a esse aspecto, Rey e Montouri (1999) tratam a convergência regional de renda para os Estados norte-americanos no período 1929-94 sob perspectiva da econometria espacial. Os autores encontram fortes padrões de autocorrelação espacial e evidenciam a existência da má especificação do modelo quando não se leva em conta tais efeitos espaciais.

Outro aspecto importante relacionado às questões espaciais é a heterogeneidade espacial. É importante que se considere as diferenças existentes entre as regiões para que, assim, se possa produzir respostas específicas em relação à existência ou não de convergência para cada região.

1.2 Desigualdade de Renda no Brasil e Alguns Fatores que Podem (ou não) Contribuir Para a Sua Redução

A análise de convergência de renda para o Brasil é de suma importância já que, apesar desse país ser um dos “campeões” no quesito desigualdade de renda no mundo, alguns trabalhos, como o de Silveira Neto e Azzoni (2008), apontam uma redução dessa desigualdade nos últimos anos. O gráfico 1.1 apresenta os PIBs *per capita* de dez estados brasileiros. Esses estados foram selecionados por estarem entre os cinco estados com as menores médias do PIB *per capita* em relação ao período compreendido entre 2000 e 2005 ou entre os cinco estados com as maiores médias relativas ao mesmo período. Piauí (PI), Maranhão (MA), Alagoas (AL), Paraíba (PB) e Ceará (CE) apresentaram PIBs *per capita* significativamente menores que a média nacional. Percebe-se também que, em 2000 e em 2001, o Maranhão foi o estado com o menor PIB *per capita*, ao passo que, nos outros anos, tal estado supera o Piauí, deixando este na última posição. Os estados do Paraná (PR), Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), Rio de Janeiro (RJ) e São Paulo (SP) apresentaram PIBs *per capita* bem maiores que a média nacional. Ademais, pode-se destacar São Paulo como o estado que apresenta o maior PIB *per capita* em todos os anos.

Gráfico 1.1: PIBs *per capita* dos estados brasileiros no período 2000/2005

Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Os estados representados no gráfico apresentaram as cinco menores e as cinco maiores médias em relação ao PIB *per capita* entre 2000 e 2005; ii) A unidade do PIB *per capita* é reais de 2000 (mil).

De acordo com Silveira Neto e Azzoni (2008), apenas nove dos vinte e sete estados brasileiros apresentam taxas de crescimento da renda menor que a taxa de São Paulo (estados de maior renda *per capita*) de 1995 a 2005. Especificamente em relação ao período 2000/2005, os dados revelam que, em média, somente sete estados apresentaram taxas de crescimento do PIB *per capita* menores que a de São Paulo, sugerindo a existência de um processo de convergência de renda *per capita*. Todavia, quando são analisados os dados relativos aos municípios, observa-se que apenas 1529 dos 5507 municípios apresentaram taxas de crescimento acima das taxas da cidade de São Paulo. Assim, cabe a pergunta: estariam os municípios brasileiros convergindo em renda?

Na literatura brasileira encontram-se diversos trabalhos referentes à convergência de renda, entretanto, poucos deles analisam todos os municípios brasileiros conjuntamente. Entre os trabalhos que analisam todos os municípios pode-se citar o trabalho de Pinto Coelho (2006) e de Ferreira e Cruz (2008). Ambos encontram evidências de convergência. Contudo, nenhum dos dois estudos leva em conta a dependência espacial (que considera os efeitos de transbordamento que podem ocorrer entre regiões vizinhas) e, conseqüentemente, não utilizam de ferramentas econométrico-espaciais para o desenvolvimento das suas pesquisas. Outro ponto não considerado pelos autores é a questão da heterogeneidade espacial. Uma vez que cada município apresenta características próprias, é possível que eles apresentem velocidades de convergência e meia-vida¹ específicas a cada município. Além disso, também

¹ Metade do tempo que as regiões levam para se deslocar até o PIB *per capita* de *steady-state*.

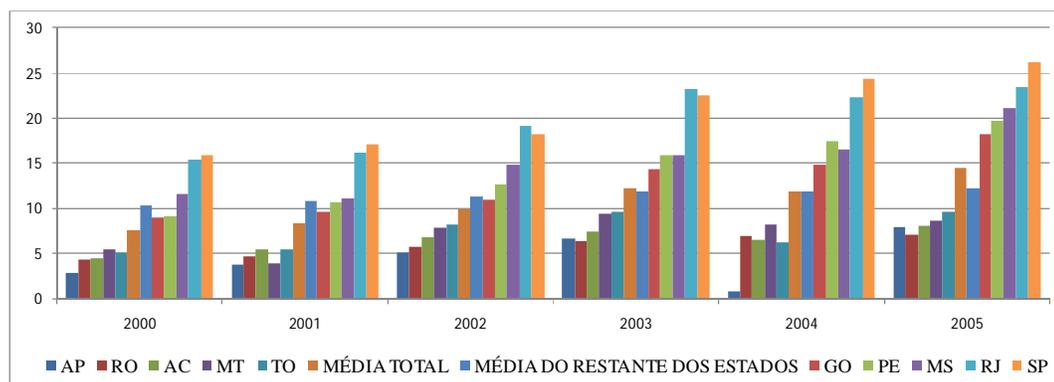
pode-se imaginar que os determinantes do crescimento apresentem efeitos diferenciados para cada região. Dessa forma, torna-se interessante uma análise do processo de convergência para os municípios brasileiros que considere tanto a questão da dependência, quanto da heterogeneidade espacial.

Dada uma limitação de dados, a análise de convergência condicional para os municípios será feita para um período mais curto, porém recente, compreendido entre os anos 1999 e 2005. Já para a análise de convergência absoluta, o período será estendido para 1980-2007 e será utilizado o conceito de Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

1.2.1 Carga Tributária

Um ponto importante a ser averiguado diz respeito a quais determinantes do crescimento afetariam o processo de convergência de renda. Na década de oitenta, Romer (1986) e Lucas (1988) trouxeram grandes contribuições para a teoria de crescimento econômico, sendo uma delas a consideração das políticas fiscais como um dos determinantes principais do crescimento. Rebelo (1991) também analisa os impactos da política fiscal e, de acordo com o autor, as políticas concernentes à tributação variam muito entre as regiões e uma análise a respeito poderia auxiliar na identificação de qual (ou quais) política (s) fiscal (is) seria (m) eficiente (s). Rebelo (1991) argumenta que um aumento nos impostos decresceria a taxa de retorno das atividades de investimento do setor privado, levando a um declínio permanente da taxa de taxa de acumulação de capital e também da taxa de crescimento econômico. Por outro lado, acredita-se que alguns impostos possam ter efeitos positivos sobre o crescimento econômico das regiões caso o seu objetivo maior seja “parafiscal”, ou seja, caso todo o valor arrecadado em forma de impostos e tributos seja repassado à sociedade na forma de bens e serviços públicos.

Gráfico 1.2: Evolução da Carga Tributária nos Estados Brasileiros no período 2000/2005



Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Os valores dizem respeito à razão carga tributária/PIB; ii) Os estados representados no gráfico apresentaram as cinco menores e as cinco maiores médias em relação à razão carga tributária/PIB entre 2000 e 2005.

A autonomia dada aos governos municipais e estaduais, através da Constituição de 1988, em relação à política fiscal, deu início à chamada “guerra fiscal”, na qual os municípios utilizam os incentivos fiscais como atrativo para novas empresas, causando um processo de interiorização das atividades econômicas e uma conseqüente melhora de bem-estar nos municípios localizados em regiões periféricas. Entretanto, apesar das políticas de incentivos fiscais, a carga tributária dos municípios brasileiros sofreu uma evolução significativa entre 2000 e 2005. O gráfico 1.2 apresenta essa evolução da carga tributária municipal² em relação ao PIB. Observa-se que, no geral, houve uma elevação da participação da carga tributária (CT) em relação ao PIB entre os anos 2000 e 2005. Os estados onde os municípios apresentaram menores médias da participação de CT em relação ao PIB encontram-se nas regiões Norte de Centro-Oeste, sendo eles: Amapá (AP), Rondônia (RO), Acre (AC), Mato Grosso (MT) e Tocantins (TO). Já entre os estados onde os municípios apresentaram as maiores médias de carga tributária no período de análise são Goiás (GO), Pernambuco (PE), e Mato Grosso do Sul (MS). Rio de Janeiro (RJ) e São Paulo (SP).

² Segundo a competência tributária dos municípios, prevista no art. 156 da Constituição Federal, os impostos que são atribuídos aos municípios são: i) Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), que tem como fato gerador a propriedade, o domínio útil ou a posse de bem imóvel; ii) Imposto sobre Serviço (ISS), cujo fato gerador é a prestação, por empresa ou profissional autônomo, com ou sem estabelecimento fixo, de serviços constantes em lista própria, definida em legislação federal, e constante do Código Tributário Municipal. iii) outros impostos, como Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) que tem como fator gerador a transmissão onerosa da propriedade de bens e imóveis; e, além disso, iv) os municípios podem instituir, na forma de lei, taxas e contribuições de melhorias (GOMIDE E FERREIRA, 2009).

Maranduba Jr. e Almeida (2008) analisam a influência da carga tributária sobre o crescimento econômico e sobre o processo de convergência de renda para os municípios mineiros no período 1999/2004. Os seus resultados apontam que um aumento na carga tributária contribui para a redução da desigualdade de renda. Contudo, é interessante se perguntar se a carga tributária teria esse mesmo efeito “reductor da desigualdade” nos municípios brasileiros como um todo. Esse é um dos questionamentos que o presente trabalho busca responder.

1.2.2 Despesas Públicas Municipais

Assim como a carga tributária, também se discute que as despesas públicas podem apresentar efeitos distintos sobre o crescimento. Por um lado acredita-se que investimentos em infra-estrutura e despesas com segurança e educação, por exemplo, elevem a taxa de crescimento econômico dos municípios. Por outro lado, segundo Cândido Jr. (2001), investimentos ineficientes e uso de impostos distorcidos podem atuar negativamente no processo de crescimento.

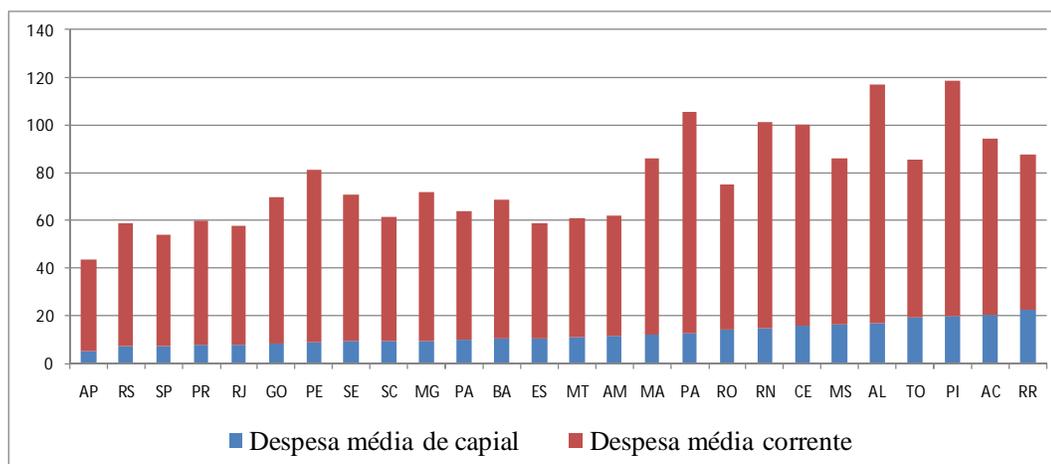
O gráfico 1.3 apresenta as participações médias (em relação ao período 2000/2005) das despesas de capital³ e corrente⁴ dos municipais brasileiros⁵. Percebe-se que Amapá (AP), Rio Grande do Sul (RS), São Paulo (SP), Paraná (PR) e Rio de Janeiro (RJ) foram os estados cujos municípios apresentaram as menores despesas médias de capital. É interessante notar que, com exceção do Acre, os outros estados com apresentam as maiores médias de PIB *per capita* do período. Já Alagoas (AL), Tocantins (TO), Piauí (PI), Acre (AC) e Roraima (RR) apresentaram as maiores despesas médias de capital. Percebe-se também que, em todos os estados, os municípios apresentam despesas correntes muito maiores do que as despesas de capital.

³ Engloba as dotações para o planejamento e a execução de obras, inclusive as destinadas à aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, bem como para os programas especiais de trabalho, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro. Enquadram-se nessa conta as despesas com equipamentos e instalações, dentre outras.

⁴ Destinam-se ao registro do valor de todas as operações destinadas à manutenção e funcionamento de serviços públicos, bem como as relacionadas com obras de conservação, adaptação e manutenção de bens móveis e imóveis, tais como pagamento de pessoal, aquisição de material de consumo, pagamento de serviços prestados por terceiros, operação de escolas e de centros de saúde, dentre outras.

⁵ As informações foram aglomeradas em estados para facilitar a análise.

1.3 Despesas de Capital e Despesas Correntes dos Municípios Brasileiros



Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Os valores dizem respeito às médias das razões Despesas de capital (DCA)/PIB e Despesas Correntes (DCO)/PIB; referentes ao período 2000/2005, ii) Os estados representados no gráfico apresentaram as cinco menores e as cinco maiores médias em relação a tais razões.

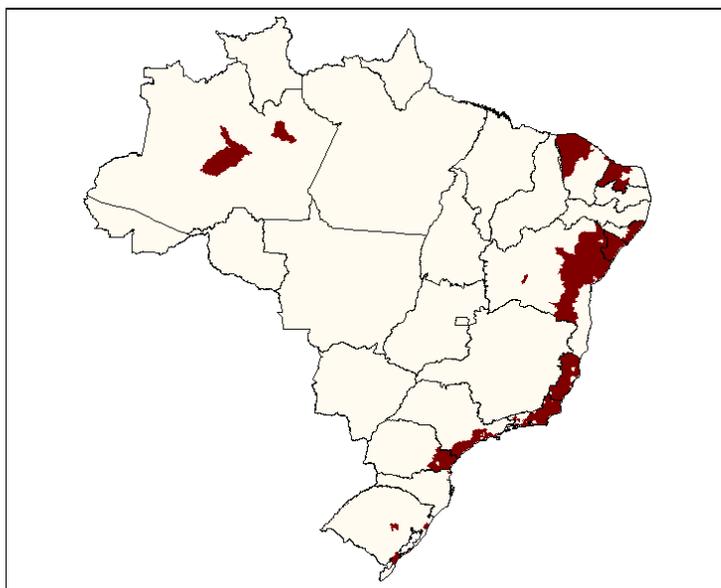
Cândido Jr. (2001) discute quais gastos seriam produtivos, ou seja, quais deles afetariam de maneira positiva o crescimento econômico. O presente trabalho, além de analisar tais impactos em relação aos municípios brasileiros, pretende também avaliar se as despesas de capital e as despesas correntes auxiliam para a redução da desigualdade de renda.

1.2.3 Royalties do Petróleo

Um assunto recorrente na atualidade são os *royalties* do petróleo. O pagamento desse benefício é usado na tentativa de compensar as externalidades negativas que podem ser geradas pela produção de petróleo e gás e também na tentativa de garantir o bem-estar nos municípios que dependam desses recursos finitos (QUEIROZ e POSTALI, 2010). Nas figuras 1.1 e 1.2 podem-se observar, respectivamente, os municípios que receberam *royalties* em 2000 e em 2005. Em 2000, 738 municípios receberam *royalties*. Percebe-se na figura 1.1 que a maior parte dos municípios recebedores encontra-se no litoral brasileiro. É interessante destacar os estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo, cuja grande maioria dos municípios recebe tal benefício. Já em 2005, o número de municípios recebedores de *royalties* aumenta para 814. Na figura 1.2 observa-se que muitos dos municípios que não recebiam *royalties* em 2000 e que passaram a receber em 2005, encontram-se na região Norte, especificamente nos

estados do Amazonas, Pará e Amapá. Além disso, também houve uma elevação do número de municípios beneficiados no Rio Grande do Sul.

Figura 1.1: Municípios Receptores de *Royalties* de Petróleo em 2000



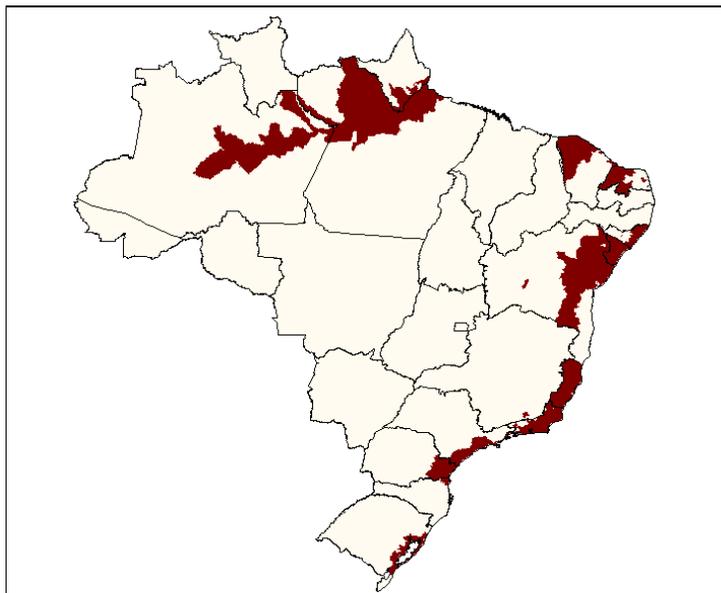
Fonte: elaboração própria.

Além do aumento de municípios receptores de *royalties* do petróleo, houve também um aumento do volume total de *royalties* distribuídos entre os anos 2000 a 2005, passando de 1279 milhões para cerca de 2110 milhões, ou seja, ocorre um aumento de 64% no total de *royalties* recebidos pelos municípios brasileiros.

Postali (2007) analisa o impacto do recebimento de *royalties* sobre o crescimento econômico municipal e encontra uma relação negativa entre eles. Segundo o autor, tal fato seria explicado pela chamada “maldição dos recursos naturais” que sugere que regiões com abundância de recursos naturais apresentariam taxas de crescimento econômico menores do que as taxas apresentadas pelas outras regiões⁶. Contudo, é interessante analisar se o recebimento desses *royalties* estaria ou não afetando o processo de convergência de renda. Em outras palavras, é interessante verificar se os *royalties* distribuídos estariam reduzindo ou aumentando ainda mais a desigualdade de renda entre os municípios brasileiros.

⁶ Para maiores informações sobre a “maldição dos recursos naturais” ver Postali (2007).

Figura 1.2: Municípios Receptores de *Royalties* de Petróleo em 2005



Fonte: elaboração própria.

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivos Gerais

Esse trabalho buscará identificar os impactos do espaço, no que tange à dependência espacial e à heterogeneidade espacial, sobre o processo de convergência das áreas mínimas comparáveis (AMCs) e dos municípios brasileiros.

1.3.2 Objetivos Específicos

Os objetivos específicos são os seguintes: 1) fazer uma revisão da literatura sobre o tema convergência de renda, apresentando os trabalhos empíricos relativos ao Brasil; 2) avaliar a hipótese de convergência local para 5507 municípios brasileiros no período 1999/2005; 3) avaliar a hipótese de convergência local para as 3659 AMCs no período

1980/2007; e 4) investigar se a carga tributária, as despesas públicas e os *royalties* de petróleo contribuem para o crescimento econômico dos municípios.

2 Revisão de Literatura

2.1 Referencial Teórico

O referencial teórico trata do modelo de Solow (1956), dos modelos de crescimento endógeno, dos tipos de convergência e da Nova Geografia Econômica.

2.1.1 Modelo de Solow

Os estudos a respeito do crescimento econômico são de interesse dos economistas há muito tempo. Em 1956, Solow desenvolveu um trabalho que deu origem aos Modelos de Crescimento Neoclássicos. Esse modelo se baseia numa função Cobb-Douglas, sendo ela descrita da seguinte forma:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}, \text{ com } 0 < \alpha < 1 \quad (2.1)$$

onde K é igual ao estoque de capital, L é igual ao estoque de força de trabalho, A é igual à eficiência de trabalho e Y é igual ao produto. Ademais, α e $(1 - \alpha)$ representam, respectivamente as elasticidades do produto em relação ao capital e ao trabalho. (SOLOW, 1956).

Segundo Solow (1956), o modelo possui as seguintes premissas: as remunerações dos fatores de produção de produção são dadas pelas suas respectivas produtividades marginais; há livre mobilidade dos fatores; e o progresso tecnológico e a taxa de poupança são componentes exógenos. Além disso, Solow (1956) também considera a existência de retornos constantes de escala. Uma vez que o modelo se baseia apenas em grandes economias, esses retornos constantes são explicados pela exaustão dos ganhos de especialização. Romer (2006) ainda aponta outra premissa importante, a saber, a negligência de outros fatores de produção, como terra e outros recursos naturais.

De acordo com o modelo de Solow, a acumulação de capital físico não explica a grande diferença no produto *per capita* observada entre as economias, pelo contrário, o

modelo prevê que as regiões convergem para uma trajetória de crescimento equilibrada. Solow (1956) argumenta que, dada a Lei dos Rendimentos Decrescentes, o retorno do capital é mais baixo nas regiões onde o estoque de capital é mais alto. Dessa forma, o capital tenderia a migrar para as regiões onde o seu rendimento marginal é maior e as economias mais pobres alcançariam as economias mais ricas em termos de renda *per capita*, ocorrendo o chamado efeito “*catch-up*”.

Entretanto, alguns autores, como Mankiw *et al* (1992), apontam algumas deficiências no modelo de Solow. Segundo eles, a definição de Solow em relação à variável capital seria muito estreita, já que Solow considera apenas o capital físico. Para contornar tal deficiência, Mankiw, Romer e Weil propõem a inserção da variável capital humano, fazendo com que as diferenças nas rendas *per capita* de *steady-state* sejam dadas pelas diferenças nos níveis de capital físico, de capital humano e na taxa de crescimento populacional, desenvolvendo o chamado “modelo de Solow Ampliado”. Assim, segundo os autores, o que se pode dizer é que o modelo original de Solow não prevê uma convergência absoluta de renda, mas sim uma convergência condicional, ou seja, as economias com características semelhantes convergiriam para níveis semelhantes de renda (FERREIRA, 1995). No entanto, apesar do “modelo de Solow ampliado” conseguir explicar a grande disparidade de renda entre as economias, ele não altera a forma sob a qual a tecnologia é tratada, mantendo-a como um componente exógeno ao modelo.

Além disso, segundo Oreiro (1999), o modelo de Solow apresenta outra limitação: não explica o crescimento contínuo da renda devido aos rendimentos marginais decrescentes e ao fato de considerar a tecnologia um bem público (ou seja, a tecnologia estaria disponível a todos os agentes). Portanto, os fatores de produção cresceriam a uma taxa g idêntica à taxa de crescimento da renda *per capita* no estado estacionário (*steady-state*).

A partir disto, surgem os modelos de Crescimento Endógeno que buscam endogeneizar a variável tecnologia, dada a grande importância desta para a determinação da dinâmica de crescimento econômico.

2.1.2 Modelos de Crescimento Endógeno

Ao longo do tempo, muitas críticas foram feitas à convergência de renda prevista pelo modelo de Solow e também a respeito das premissas que sustentam o modelo. A partir daí, outros modelos tentam explicar a persistência das grandes diferenças de renda *per capita* entre os países, flexibilizando algumas hipóteses importantes para a construção dos modelos neoclássicos.

Higachi *et al* (1999) apontam três hipóteses que se mostram inconsistentes com a realidade e que, por isso, acabariam motivando o desenvolvimento dos modelos de crescimento endógeno: as economias estariam passando por um processo de divergência. Assim, para prever corretamente a divergência, as taxas de progresso tecnológico deveriam estar internas ao modelo; a mobilidade dos fatores de produção não aconteceria, dado que, por exemplo, os trabalhadores não teriam possibilidade de se deslocarem livremente entre as economias; e por fim, a tecnologia não seria um bem público, dado que ela não estaria disponível a todos os agentes.

Os modelos de crescimento endógeno podem ser divididos em dois grupos de acordo com as mudanças que fazem na estrutura básica do modelo de Solow. Os modelos desenvolvidos por Lucas (1988), Romer (1986) e Rebelo (1991) se diferenciam por não considerarem os rendimentos marginais decrescentes, mas sim constantes ou crescentes. Já o segundo grupo, formado por trabalhos como o de Romer (1990), Grossman e Helpman (1991) e Aghion e Howitt (1992) se baseiam em um conceito de tecnologia diferente da usada pelos modelos clássicos. Enquanto o modelo de Solow assume que a tecnologia é um bem público e, portanto, está disponível a todos os agentes, este grupo de modelos acredita que a tecnologia seja passível de apropriação, configurando uma situação de concorrência imperfeita, onde poderia ser gerado um excedente econômico capaz de remunerar as atividades “inovativas” (OREIRO, 1999).

2.1.2.1 Modelos de Rendimentos Marginais Constantes ou Crescentes

Os modelos de rendimentos marginais constantes ou crescentes introduzem a idéia que o nível de capital empregado pelas economias gera externalidades sobre a função de produção, permitindo que haja um equilíbrio competitivo sem rendimentos decrescentes para o capital.

O modelo de Rebelo assume rendimentos constantes e faz parte do grupo de modelos chamado “AK”, pois considera uma economia de um único insumo, neste caso “capital”. O modelo requer que a tecnologia tenha retornos constantes neste insumo acumulável para que, assim, o crescimento sustentável seja garantido. Segundo esse modelo, a divergência entre as taxas de crescimento podem ser explicadas por duas razões: i) diferenças nas preferências dos consumidores relativas à questão intertemporal; ii) e diferenças nas tecnologias empregadas em cada economia. Tal modelo, assim como Solow (1956), assume que a tecnologia seja um bem público e, dessa forma, caso as economias alcancem o mesmo nível tecnológico, eles terão semelhantes taxas de crescimento. Além disso, os modelos “AK” pressupõem que para se alcançar maiores taxas de crescimento é necessário usar uma grande parcela do PIB para financiamento do progresso tecnológico, resultando em um crescimento mais rápido (AGHION e HOWITT, 2009).

Já o modelo de Romer (1986), que também assume que a tecnologia seja um bem público, prevê que a criação de um novo conhecimento implicaria em um efeito transbordamento e as outras firmas poderiam usufruir dessa nova tecnologia. Segundo Ferreira e Ellery Jr. (1996b), o modelo assume a possibilidade de equilíbrio competitivo já que os agentes não controlam as externalidades geradas pelas suas decisões, evitando que as firmas cresçam infinitamente e permitindo que os insumos sejam remunerados de acordo com a sua produtividade marginal. Esse modelo prevê três situações distintas relativas à produtividade marginal do capital usado na pesquisa: i) as externalidades positivas geradas pela nova tecnologia mais que compensam a produtividade marginal decrescente e, portanto, quanto maior fossem o capital de pesquisa, maior seria a taxa de crescimento da economia; ii) as externalidades positivas compensam na mesma proporção a produtividade marginal decrescente, fazendo com que as diferenças entre as taxas de crescimento das economias permanecessem constantes; iii) e por fim, as externalidades positivas não compensam a

produtividade marginal decrescente e no longo prazo o crescimento seria interrompido (MARANDUBA, 2007).

O modelo de Lucas (1988) se caracteriza por apresentar o capital humano como “fator acumulável”, sendo que o investimento nesta variável seria responsável pelo aumento do nível tecnológico. Tal modelo, segundo Maranduba (2007), prevê tanto a possibilidade de convergência, quanto de divergência e sugere que os governos invistam em educação para que maiores taxas de crescimento sejam alcançadas.

2.1.2.2 Modelos de Crescimento com Atividades de Pesquisa e Desenvolvimento

Segundo Ferreira e Ellery Jr. (1996^b), os modelos de rendimentos crescentes ou constantes citados acima apresentam uma formulação incompleta, dado que consideram a tecnologia um bem não-rival e não excludente. Entretanto, é sabido que a busca pela inovação é feita pelas firmas com propósito financeiro e, portanto, é necessário que sejam criadas formas de proteção a inovação, como patentes e licenças. Assim, a tecnologia apesar de continuar sendo um bem não-rival, passa a ser parcialmente excludente e as firmas deixam de operar em mercado de concorrência perfeita. Através da concorrência imperfeita é possível que as firmas obtenham lucros capazes de cobrir os gastos feitos com Pesquisa e Desenvolvimento (P&D), por exemplo.

O modelo de Romer (1990) analisa economias onde a inovação ocasiona o crescimento da produtividade através da criação de novos produtos (não necessariamente melhorados). As economias são divididas em três setores: pesquisa, bens intermediários e bens de consumo final. Segundo Ferreira e Ellery Jr. (1996b), os agentes detentores de mão-de-obra qualificada determinam o quanto ofertar a cada setor de acordo com as informações do mercado referentes aos níveis de estoque de insumos, preço da tecnologia e salários pagos. O setor de pesquisa decide o quanto contratar, dado o valor que poderá ser vendida a patente a ser produzida. Já o setor de bens intermediários decide o quanto vai demandar de mão-de-obra especializada de acordo com a taxa de juros do mercado e um dado preço da tecnologia. Em equilíbrio, a oferta de cada bem é igual a sua demanda.

Nesse modelo, a tecnologia não pode ser considerada um bem totalmente excludente, pois nada impede que, a partir de determinada tecnologia desenvolvida por uma firma, outras empresas criem novas tecnologias baseadas na anterior. De acordo com Aghion e Howitt (2009), quanto maior a variedade de produtos de determinada economia, maior o seu potencial de produção, pois isto permite com que haja um transbordamento do estoque de capital para um maior número de agentes. Assim, aumentos da variedade de produtos da economia são o que sustenta o crescimento nesse modelo.

O modelo de Aghion e Howitt (1992), também chamado de modelo Schumpeteriano de crescimento, foca o melhoramento da qualidade dos produtos das economias, onde a inovação criada mais recentemente substitui os produtos obsoletos, produzindo a chamada destruição criadora. O modelo assume que somente um bem intermediário é produzido na economia e que, para isto, é usada a tecnologia mais moderna. Nesse modelo os insumos não são acumuláveis e são sempre substituídos pelos mais eficientes. Para garantir o lucro, o setor de bens intermediários adquire a patente que lhe dá exclusividade na produção de determinado bem. Já o setor de pesquisas opera com um grande número de firmas que competem pela produção de inovações mais eficientes e estas acontecem de forma aleatória. Os resultados deste modelo apontam que um determinado grau de poder de monopólio é necessário para que haja crescimento na economia e que a *performance* de crescimento de uma economia dependerá da proximidade do seu nível tecnológico em relação à fronteira tecnológica mais moderna (AGHION E HOWITT, 2009).

2.1.3 Tipos de Convergência: Absoluta, Condicional, Clubes de Convergência e Convergência Local

Nos estudos sobre crescimento econômico uma questão natural a ser tratada é a possibilidade dos países mais pobres alcançarem os níveis de renda dos países mais ricos. Para testar tal hipótese, são usados diversos conceitos de convergência como os de β -Convergência, que se divide em Absoluta e Condicional, Convergência Sigma (σ -Convergência), Clubes de Convergência e Convergência Local.

2.1.3.1 Convergência Absoluta

Os modelos de crescimento neoclássicos assumem a presença de progresso tecnológico exógeno e constante, bem como retornos marginais decrescentes. Sob essas premissas, a economia tenderia para um único estado estacionário e as mudanças tecnológicas seriam o determinante do crescimento de longo prazo. Assim, países com rendas iniciais mais baixas apresentariam uma taxa de crescimento mais alta. Isso ocorreria porque, segundo Solow (1956), países com maior nível de capital *per capita*, teriam um retorno mais baixo do capital, incentivando o fluxo de capital dos países mais ricos para os mais pobres. Dessa forma, os países mais pobres tenderiam a alcançar no longo prazo o nível de renda dos países mais ricos (SOLOW, 1956; RAMSEY, 1928; CASS, 1965; e KOOPMANS, 1965). Esta convergência, chamada absoluta, é testada empiricamente por intermédio de um modelo linear simples de mínimos quadrados ordinários, tendo como variável dependente a taxa de crescimento do PIB *per capita* em relação ao logaritmo da renda *per capita* inicial. Matematicamente, tem-se:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

onde $\ln(Y_{it})$ indica o logaritmo natural da renda *per capita* inicial, α a constante, β o coeficiente que acompanha a variável explicativa e ε_{it} o termo de erro aleatório, sendo que i representa a região e t o período. Os erros aleatórios possuem uma distribuição normal e são independentes e identicamente distribuídos.

Segundo Barro e Sala-i-Martin (1992), para que haja convergência de renda entre as economias é necessário que o β seja negativo, ou seja, é necessário que haja uma correlação negativa entre a renda *per capita* inicial de uma região com a sua taxa de crescimento.

Alguns trabalhos empíricos corroboram esta teoria, encontrando convergência de renda absoluta entre os países. Podemos citar como exemplo o trabalho seminal de Baumol (1986) que examinou a convergência para 16 países industrializados entre 1870 e 1979.

Segundo Magalhães (2001), várias críticas foram feitas à Teoria de Convergência Absoluta, tais como a presença de retornos constantes de escala, a inclusão de novos parâmetros na estimação e a diferença do nível de poupança e de depreciação entre os países. Para contornar esses problemas, foram desenvolvidos modelos como o modelo de

crescimento neoclássico “ampliado” de Mankiw *et al* (1992) e os modelos de crescimento endógeno. Barro e Sala-i-Martin (1992) introduziram o conceito de convergência condicional onde cada economia teria os seus próprios parâmetros e cada uma apresentaria um nível distinto de *steady-state*.

2.1.3.2 Convergência Condicional

Segundo o critério da convergência condicional, as convergências dos padrões de vida e do progresso tecnológico não seriam inevitáveis, mas seriam condicionais aos atributos de cada economia. De acordo com este conceito, os países mais ricos poderiam continuar crescendo a taxas mais elevadas, sugerindo a possibilidade de divergência de renda. Entretanto, caso as características das regiões fossem semelhantes, elas convergiriam, no longo prazo, para níveis idênticos.

Assim, as Novas Teorias de Crescimento, como a Teoria de Crescimento Endógeno, por exemplo, analisam a presença ou não de convergência condicional da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + X_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t} \quad (2.3)$$

onde $\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{i,t}}\right)$ representa a variável dependente (taxa de crescimento da renda *per capita*), $\ln(y_{i,t})$ a variável explicativa relativa à renda *per capita* inicial, $X_{i,t}$ representa a matriz das variáveis de controle (capital humano e capital físico, por exemplo), $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro aleatório, α representa a constante, β indica o parâmetro que acompanha a variável $y_{i,t}$ e θ é um vetor de coeficientes relativo à matriz de variáveis $X_{i,t}$, sendo que i representa a região e t o período.

Nesse modelo, um valor negativo para o β indica a existência de convergência condicional, ou seja, a economia, de acordo com as suas características, está caminhando para o seu próprio *steady state*. Dessa forma, pode-se dizer que as economias convergem em renda desde que possuam parâmetros idênticos e que crescem mais rapidamente quanto maior fosse a sua distância em relação ao seu estado estacionário (GROLLI *et al*, 2006). A principal conclusão desse modelo é que há a possibilidade de divergência entre as economias.

Entretanto, segundo Pôrto Jr. e Souza (2002), a hipótese de convergência condicional não significa imobilidade social, pois as economias poderiam migrar para grupos com médias de níveis de renda distintos ao longo do tempo, podendo ocorrer que um país, inicialmente pobre, migre para um grupo com renda média mais alta ou que um país considerado inicialmente como próspero, migre para um grupo com menor renda média.

A escolha das variáveis de controle, portanto, deve ser feita pautada nas teorias de crescimento pré-existentes. O modelo de Solow, por exemplo, sugere a inclusão da taxa de poupança, do nível de tecnologia, das taxas de crescimento do progresso tecnológico e da população e da taxa de depreciação do capital. Outros modelos como o de Romer (1990) e Lucas (1988) sugerem a inserção de variáveis como gastos em P&D e estoque de capital humano.

2.1.3.3 Clubes de Convergência

Contrapondo os resultados das teorias de crescimento neoclássicas, alguns autores acreditam que as economias mundiais estariam se dividindo em grupos: os grupos de alta e média renda tenderiam a crescer mais rápido, ao passo que os países pobres não pertencentes ao “clube” tenderiam a reduzir cada vez mais o seu nível de renda *per capita* (AGHION E HOWITT, 2009).

Segundo Magalhães (2001), mesmo não havendo evidências de convergência global é possível que algumas economias se aproximem umas das outras, formando os chamados clubes de convergência. Esses clubes tenderiam a estar concentrados geograficamente (QUAH, 1997). Para testar a existência ou não de clubes de convergência é utilizado o critério da β -convergência como base, entretanto é usada uma relação entre a renda de cada economia (y_i) com a maior renda entre todas as economias ($\max(y_i)$). Assim, a variável do modelo passa a ser o logaritmo da razão entre y_i e $\max(y_i)$. Matematicamente, tem-se que

$$\ln\left(\frac{\max(y_{i,t+1})}{y_{i,t+1}}\right) = (1 + \beta)\ln\left(\frac{\max(y_{i,t})}{y_{i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (2.4)$$

onde o logaritmo da razão entre $\max (y_{it})$ e y_{it} seja interpretado como *gap* da renda de cada economia em relação a economia mais próspera, $(1+\beta)$ é o parâmetro que indica a inclinação da função, $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro aleatório, sendo que i representa a região e t o período.

2.1.3.4 Convergência Local

Baseado no conceito de convergência condicional de Mankiw *et al* (1992), este conceito convergência local propõe que cada economia apresente um modelo próprio de crescimento, em outros termos, propõe que os parâmetros determinantes do crescimento sejam heterogêneos. De fato, segundo Ertur e Kock (2007), é improvável assumir que os parâmetros que descrevem o crescimento sejam idênticos entre as regiões. Além disso, os autores argumentam que vários estudos recentes, como o de Durlauf e Johnson (1992), sugerem que a premissa de um único modelo linear de crescimento aplicado a todas as economias é incorreta.

O estudo de Durlauf e Johnson (1992) traça uma comparação entre convergências global e local para 115 países e encontra resultados consistentes com modelos de múltiplos equilíbrios de longo prazo. Os seus resultados sugerem que o modelo de Solow ampliado deve ser suplementado com uma teoria de funções de produção diferenciadas entre as economias. Os autores utilizam o método de *regression tree* para encontrar as divisões ótimas entre grupos e os resultados revelam diferenças substanciais entre as funções de produção das economias com diferentes características iniciais, concluindo que os modelos de crescimento locais são mais apropriados que o global.

Já Ertur e Koch (2007) buscam estimar um modelo de Solow aumentado espacialmente com heterogeneidade nos parâmetros. Os autores encontram tanto evidências teóricas quanto empíricas para este fato. Estimam um modelo local que considera a heterogeneidade espacial, usando o método de estimação local espacial autoregressivo (SALE) desenvolvido por Pace e LeSage (2004) *apud* Ertur e Koch (2007).

Assim, a construção de um modelo local é de suma importância para a discussão sobre o crescimento econômico, uma vez que produz informações específicas para cada região e, com base nisso, torna-se possível analisar separadamente qual região está convergindo ou

divergindo, bem como sua velocidade de convergência e meia-vida. Matematicamente, o modelo de convergência local pode ser descrito da seguinte forma:

$$\ln(y_{i,t}/y_{i,t-1})(u_i, v_i) = \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1(u_i, v_i)\ln(y_{i,t-1}) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i)x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2.5)$$

onde (u_i, v_i) indicam as coordenadas geográficas do ponto i no espaço, $\ln(y_{i,t}/y_{i,t-1})(u_i, v_i)$ é a taxa de crescimento da renda *per capita* no ponto i , $\beta_1(u_i, v_i)\ln(y_{i,t-1})$ é a renda *per capita* no ponto i , dada as suas coordenadas geográficas, $\beta_k(u_i, v_i)$ é a realização da função contínua $\beta_k(u_i, v_i)$ no ponto i , x_{ik} são as variáveis explicativas de cada região i , sendo k igual ao número de variáveis independentes para cada região e ε_i indica o termo de erro aleatório de cada região.

2.1.4 Nova Geografia Econômica

Os autores da Nova Geografia Econômica têm desenvolvido suas literaturas baseados nas teorias tradicionais de localização. Estas tradicionais teorias, como os modelos de Von Thunen, Lösch e Christaller, apesar de fornecerem um referencial importante sobre localização, não explicam quais são os seus determinantes. Apesar de assumir a existência da concentração da produção, o primeiro modelo não busca explicar a relação existente entre a cidade e as outras cidades que a cercam. Já o trabalho de Lösch 1940 *apud* Cunha (2008) foca a importância dos ganhos de escala. Para ele, quanto maiores os custos de transporte, menores seriam os ganhos adicionais de escala de uma firma. Estes modelos apesar de tratarem da questão regional são falhos, pois não apresentam explicações consistentes para as aglomerações espaciais (RUIZ, 2003). Tal carência de explicação para a concentração das atividades econômicas no espaço é a principal motivação para o desenvolvimento da Nova Geografia Econômica (NGE).

A Nova Geografia Econômica busca explicar a distribuição espacial das atividades, assumindo retornos crescentes de escala e concorrência imperfeita. De acordo com Krugman (1998), a aglomeração das atividades em determinado local é explicada por forças centrífugas e centrípetas. Forças centrípetas seriam capazes de repelir as atividades de determinado local, como, por exemplo, preços dos aluguéis e imobilidade de fatores de produção. Por outro lado,

forças centrífugas se caracterizam por serem capazes de atrair as atividades, como tamanho significativo do mercado consumidor e oferta de mão-de-obra qualificada.

Assim, a dinâmica da NGE assume que à medida que a sociedade se desenvolve e configura um mercado consumidor atrativo, oferecendo às empresas economias de escala e redução nos custos de transporte, esta região passa a atrair mais atividades, possibilitando um aumento da sua renda. Dessa forma, segundo Krugman (1998), seria difícil uma homogeneização da renda entre regiões de um mercado integrado, dados fatores como diferenças na produtividade dos fatores, externalidades e economias de escala, que fariam com que determinadas atividades se concentrassem em “pólos” ou regiões industriais.

2.2 Referencial Empírico

O trabalho de Baumol (1986) é conhecido por muitos como sendo o primeiro trabalho empírico sobre convergência de renda. Baumol (1986) analisa a existência de convergência absoluta para 16 países entre os anos 1870 a 1979, encontrando evidências de equalização da renda ao longo do tempo. Entretanto, outros estudos como o de DeLong (1988) mostram que os resultados encontrados por Baumol são espúrios, dado a existência de dois problemas: seleção de amostra e erros de medida. Como a base de dados foi construída com dados muito antigos, os países capazes de fornecê-los eram, em geral, os mais industrializados no início do período e os países que estavam crescendo rapidamente. O segundo problema identificado por DeLong foram os erros de medida na renda *per capita* real em 1870, que criaram um viés direcionando os resultados em favor da hipótese de convergência de renda entre os países da amostra.

Já em 1992, Barro e Sala-i-Martin utilizam uma base de dados bem maior, contendo 110 países entre o período 1960 e 1990 e não encontram evidências de convergência absoluta.

A partir daí, muitos outros trabalhos empíricos foram desenvolvidos, deixando de analisar a existência de convergência absoluta e dando mais atenção à convergência condicional. Assim, os modelos passaram a considerar não somente a influência da renda *per capita* inicial sobre a taxa de crescimento, mas também outros aspectos como estoques de capital humano e capital físico e gastos com P&D, por exemplo.

Com o desenvolvimento de técnicas econométrico-espaciais, os estudos sobre convergência passaram a considerar as influências das externalidades locais sobre a dinâmica de crescimento da economia. Concernente a esse aspecto, Rey e Montouri (1999) tratam a convergência regional de renda para os Estados norte-americanos, no período 1929-94 sob perspectiva da econometria espacial. Os autores encontram fortes padrões de autocorrelação espacial e evidenciam a existência da má especificação do modelo quando não se leva em conta tais efeitos espaciais.

Já Ertur e Koch (2007) não só consideram a influência da autocorrelação espacial sobre o crescimento como também a heterogeneidade espacial. Estes autores utilizam uma amostra e 91 países para o período 1960 a 1995 e se baseiam no modelo de convergência condicional de Mankiw *et al* (1992). O método utilizado é o SALE, que permite estimações locais, refletindo a heterogeneidade local nos parâmetros. Nesse estudo, é desenvolvido um modelo de crescimento que modela a interdependência entre os países, usando externalidades espaciais. Os resultados têm algumas implicações: i) os países não podem ser tratados como observações independentes espacialmente e os modelos de crescimentos devem ser explicitados levando em consideração as interações espaciais por causa da interdependência tecnológica; e ii) os resultados teóricos mostram que o modelo de Solow é mal especificado caso as variáveis relativas aos efeitos espaciais sejam omitidas. Todos os coeficientes estimados são significativos e apresentam sinais condizentes com a teoria. O coeficiente de autocorrelação espacial foi positivo e altamente significativo.

Utilizando a metodologia de Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG), encontram-se disponíveis na literatura internacional dois trabalhos sobre convergência de renda local. O primeiro deles foi escrito por Yildirim (2005), que analisa a convergência de renda e a eficiência das políticas regionais para as províncias da Turquia entre os anos 1990 e 2001. A análise é dividida em duas etapas: *a priori*, o autor examina os processos de convergência absoluta e convergência condicional, aplicando modelos econométrico-espaciais de defasagem espacial (SAR), de erro espacial (SEM) e regressivo cruzado (SLX) para corrigir os problemas causados pela autocorrelação espacial. Em um segundo momento, o autor considera a heterogeneidade espacial, estimando modelos locais por meio do uso da RPG. O autor encontra que o modelo mais ajustado na primeira etapa é o SAR. Os resultados empíricos deste modelo indicam convergência entre as províncias, todavia, consideram que as variáveis relativas à política regional não determinam o crescimento. Por outro lado, ao estimar os modelos locais, os efeitos da política regional passam a ser captados, sugerindo que

mesmo o modelo de Solow ampliado pode não capturar os efeitos de algumas variáveis importantes para o crescimento.

Wei e Ie (2009) também utilizam a metodologia de RPG para examinar o processo de crescimento da China, especialmente da província de Zhejiang. Os autores comparam os resultados dos modelos locais para os períodos 1990-1998 e 1998-2004 com os resultados do modelo global estimado por mínimos quadrados ordinários. Os resultados da análise mostram que o uso da RPG traz benefícios ao modelo, melhorando os critérios de informação.

No entanto, cabe salientar que tanto o trabalho de Yildirim (2005) quanto o de Wei e Ie (2009), além de não tratarem a autocorrelação espacial e a heterogeneidade no mesmo modelo, também não consideram os efeitos não-observados, que poderiam ser corrigidos através da metodologia de dados em painel.

No Brasil, vários trabalhos foram desenvolvidos para estados e para municípios ou microrregiões de um mesmo estado, entretanto, a literatura sobre convergência de renda considerando todos os municípios brasileiros ainda é muito escassa. A seguir, será feita *a priori* uma apresentação dos trabalhos sobre convergência para o Brasil que não utilizaram métodos econométrico-espaciais e, *a posteriori*, serão apresentados os trabalhos que consideram os efeitos espaciais no desenvolvimento do modelo.

2.2.1 Trabalhos sem Abordagem de Econometria Espacial

Para os estados brasileiros pode-se destacar Ferreira e Ellery Jr. (1996), Azzoni (1997), Pôrto Jr. e Ribeiro (2000), Silveira Neto e Azzoni (2000), Souza e Pôrto Jr. (2002), Azzoni *et al* (2000) Nunes e Nunes (2005), Cravo e Soukiasis (2006), Trompieri Neto *et al* (2009), Gonçalves *et al* (2010).

Ferreira e Ellery Jr. (1996) analisam a convergência entre as rendas *per capita* dos estados brasileiros entre 1970 e 1985. Medem a velocidade na qual os estados convergiram em renda utilizando os conceitos de β e σ convergências. O método utilizado pelos autores é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Encontram evidências de ambos os tipos de convergência.

Azzoni (1997) estudou a concentração regional e a dispersão de renda per capita para os estados brasileiros no período 1939/1995. O autor utilizou o método de Mínimos Quadrados Ordinários para calcular o coeficiente de convergência absoluta. Encontrou evidências de convergência muito acentuada entre os anos 70 e 85, tendência que não subsistiu nos anos posteriores.

Pôrto Jr. e Ribeiro (2000) buscam explicar a dinâmica da distribuição de renda entre os estados da região sul do Brasil, bem como dos municípios desta mesma região para o período 1970 e 1998. Como metodologia para testar a existência ou não de convergência, os autores utilizam o teste de Quah. Os resultados indicam que o Rio Grande do Sul está perdendo a liderança em relação à renda *per capita*, enquanto as posições dos municípios mantêm-se estáveis ao longo do tempo. Ademais, não encontram evidências de convergência de renda entre os estados, tampouco entre os municípios.

Silveira Neto e Azzoni (2000) analisam o processo de convergência para 19 estados brasileiros tendo como diferencial o uso da produtividade do trabalho como variável dependente. Os autores utilizam dados em *cross section* e painel de dados para o período 1981 a 1997 e, por fim, concluem que a dinâmica da renda per capita reflete a dinâmica da produtividade, não apresentando esta última qualquer tendência de convergência.

Azzoni, Menezes Filho, Menezes e Silveira Neto (2000) constroem um painel de dados para 19 estados brasileiros entre os anos 1981 e 1996 e analisam os coeficientes de convergência absoluta e de convergência condicional. De acordo com os autores, o principal objetivo desse estudo é analisar a influência de variáveis geográficas sobre os padrões de crescimento das regiões. Os resultados mostram que não há nenhuma evidência de convergência absoluta, entretanto o processo de convergência condicional pode acontecer rapidamente, dado que variáveis geográficas, de capital humano e de infra-estrutura podem ser controladas.

Souza e Pôrto Jr (2002) testam a convergência para os estados brasileiros e também para os municípios da região nordeste para o período de 1970 a 1998/91. Para esta análise, os autores utilizam como ferramentas os testes de Drenan Lobo e de Quah. Os resultados para municípios não indicam a existência de convergência, ao passo de que para estados, são encontradas evidências de clubes de convergência.

Nunes e Nunes (2005) verificam a existência de β e σ convergências para os estados brasileiros entre 1937 e 1999. Como metodologia, os autores se baseiam no modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992), utilizando mínimos quadrados ordinários. Os autores encontram evidências de convergência absoluta e condicional entre 1969/99. Em relação à convergência condicional, os autores encontram que o Fundo de Participação dos Estados contribui para a redução das desigualdades, ao passo que o nível de educação aumenta ainda mais a diferença de renda existente.

Cravo e Soukiasis (2006) desenvolvem um estudo sobre a dinâmica do crescimento dos estados brasileiros, entre 1980 e 2000, utilizando conceitos de convergência absoluta e condicional. Também analisam os impactos do capital humano. Encontram que distintos níveis de capital humano têm diferentes impactos sobre o crescimento. Em regiões mais ricas, o capital humano apresenta impacto positivo sobre o crescimento. Por outro lado, em regiões mais pobres, níveis mais baixos de capital humano explicam mais o crescimento.

Trompieri Neto *et al* (2009) analisam a convergência da taxa de crescimento do PIB *per capita* para os estados brasileiros no período 1985 a 1995, utilizando uma abordagem não linear através de variável *threshold*. Os resultados sugerem a existência de processos de convergência tanto no regime de renda mais baixa, quanto no de renda mais alta. Entretanto, cabe salientar que a velocidade de convergência dos estados, relativamente mais pobres, é menor do que a dos relativamente mais ricos.

Gonçalves, Ribeiro e Freguglia (2010) averiguam os impactos dos transbordamentos de conhecimento de P&D provenientes de países “doadores” da OECD para os estados brasileiros, no período 2000/2005, tendo como base a teoria de convergência condicional. Os resultados apontam que a existência de convergência e, além disso, que os transbordamentos de conhecimento influenciam o crescimento econômico dos estados brasileiros.

Para os municípios e microrregiões brasileiras, se destacam Alves e Fontes (2000), Menezes e Azzoni (2000), Ribeiro e Porto Jr. (2003), Silva *et al* (2004), Pinto Coelho (2006), Salvato *et al* (2006), Grolli *et al* (2006), Menezes e Azzoni (2006), Paixão *et al* (2008), Fochezatto e Stulp (2008), Silva Jr *et al* (2008) e Ferreira e Cruz (2009).

Alves e Fontes (2000) analisam a existência de clubes de convergência para os municípios de Minas Gerais entre 1985 e 1997. Os autores utilizaram a técnica de análise de

clusters, agrupando os municípios de acordo com as similaridades existentes. A existência de nove clubes de convergência foi identificada a partir do critério de β -convergência.

Menezes e Azzoni (2000) calculam a velocidade de convergência entre as regiões metropolitanas brasileiras com dados de renda real e nominal para o período de 1981 a 1996, utilizando o conceito de convergência absoluta. A metodologia é estruturada em dados em painel, permitindo eliminar o problema do viés de variável omitida causado pela ausência de variáveis relacionadas a questões específicas de cada região. Os resultados mostram que, após controlar para efeitos fixos, o período para se alcançar a metade da convergência cai de 8 para 2 anos, mostrando que existem diferenças institucionais e tecnológicas, impedindo que as regiões metropolitanas convirjam.

Ribeiro e Pôrto Jr. (2003) testam a convergência de renda para 1372 municípios do nordeste, utilizando o teste proposto por Quah para o período de 1970 a 1996. Os resultados apontam a formação de clubes de convergência e polarização entre ricos e pobres. Ademais, os resultados negam a existência de convergência absoluta.

Silva *et al* (2004) analisa as disparidades regionais em Minas Gerais, realizando testes de convergência para microrregiões mineiras entre 1970 e 2000. De acordo com os resultados, houve uma redução nas desigualdades evidenciadas pelo teste de σ -convergência. Além disso, o capital humano apresentou uma grande influência sobre o crescimento das regiões, já que ao ser incluído no modelo, a velocidade de convergência e o coeficiente de determinação aumentaram.

Já Pinto Coelho (2006) busca determinar qual das hipóteses de convergência (absoluta, condicional ou de clubes) melhor descreve a dinâmica de crescimento para os municípios brasileiros entre 1970 a 2000. Os resultados obtidos por intermédio do método *regression tree* e de testes de robustez indicam que as condições iniciais têm grande importância na determinação do crescimento e que a hipótese de convergência dominante é a de clubes.

Salvato *et al* (2006) analisam a existência de convergência de renda para os municípios de Minas Gerais agregados em micro e mesorregiões entre 1991 e 2000. Para esta análise, os autores utilizam a metodologia da matriz de transição de Markov, encontrando evidências de formação de clubes de convergência para as mesorregiões e de um processo de convergência muito lento para as microrregiões.

Grolli *et al* (2006) verifica a existência de convergência absoluta e condicional para os municípios da região do Rio Grande do Sul entre 1970 e 2001, utilizando regressões quantílicas em comparação a metodologia tradicional de mínimos quadrados ordinários. São encontradas evidências de convergência absoluta e condicional para todos os quantis. Segundo os autores, os resultados não surpreendem, dada a semelhança de características entre municípios de um mesmo estado.

Menezes e Azzoni (2006) verificam a convergência salarial entre pessoas em nove regiões metropolitanas, considerando questões como capital humano e custo de vida, no período 1981/2003. Utilizando dados em painel extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), os autores concluem que, apesar de influenciados pelo capital humano, os diferenciais de salários são fortemente influenciados por questões regionais.

Paixão *et al* (2008) analisam a existência de clubes de convergência por meio de um modelo de *threshold* para os municípios da Amazônia Legal, entre 1980 e 2004. Os resultados indicam a existência de seis clubes e de tendência de convergência entre eles.

Fochezatto e Stulp (2008) analisam a convergência de renda per capita para os municípios gaúchos para o período compreendido entre 1985 a 1998. Os autores utilizam a técnica de matrizes de Markov e concluem que está havendo convergência entre os municípios.

Silva Jr *et al* (2008) comparam o processo de convergência de renda entre os municípios alagoanos para o para os anos 1975 a 2005. Para isso, aplicam o índice Bourguignon e estimam uma regressão de mínimos quadrados ordinários, concluindo que o processo de convergência está relacionado às políticas públicas, à lógica de competição e a fatores geográficos e de localização em Alagoas. Os resultados indicam que o processo de convergência não foi verificado em todos os municípios.

Ferreira e Cruz (2008) verificam se há convergência da desigualdade de renda entre os municípios brasileiros no período de 1991 a 2000 sob o enfoque de clubes de convergência. A metodologia usada é a de *threshold*, cuja variável utilizada para delimitação dos grupos é o índice de Gini. São encontrados seis clubes de convergência, nos quais se verifica evidências de um processo de convergência das desigualdades de renda.

2.2.2 Trabalhos com a Abordagem da Econometria Espacial

Para os estados brasileiros se destacam Magalhães *et al* (2000), Magalhães (2001), Barreto e Almeida (2008) e Silveira Neto e Azzoni (2008).

Magalhães, Hewings e Azzoni (2000) fazem uso do arcabouço espacial para analisar a dependência espacial e a convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros entre 1970 e 1995. Os resultados desta análise mostram que os efeitos espaciais são relevantes e que as taxas de convergência são baixas. Entretanto, a análise exploratória dos dados mostra uma tendência à convergência dentro das regiões.

Magalhães (2001) discute a convergência de clubes de renda entre os estados brasileiros para o período 1986-1995, considerando os *spillovers* geográficos com a abordagem de econometria espacial. O estudo não indicou a presença de convergência absoluta, entretanto após tratar a dependência espacial, dois clubes de convergência foram encontrados.

Seguindo a abordagem da convergência convencional, Barreto e Almeida (2008) incorporam na análise de convergência, variáveis de capital humano e de infra-estrutura, na tentativa de estimar os impactos destas sobre o crescimento. Utilizam modelos de efeito fixos com dependência espacial para os estados brasileiros entre os anos 1986 e 2005. Os resultados corroboram a teoria de convergência condicional, bem como comprovam a influência do capital humano sobre o crescimento.

Silveira Neto e Azzoni (2008) analisam a redução de desigualdade de renda entre os estados brasileiros para o período 1995 a 2005. Utilizam modelos econométrico-espaciais para corrigir a autocorrelação espacial. Os resultados encontrados apontam convergência da produtividade do trabalho e, além disso, que esta convergência reduz a desigualdade de renda no período.

Para municípios e microrregiões brasileiras pode-se citar Pimentel e Haddad (2004), Monastério e Ávila (2004), Oliveira (2005), Resende (2005), Silva e Resende (2006), Perobelli *et al* (2007), Barreto (2007), Maranduba (2007), Rocha *et al* (2008), Porsse (2008) e Sartoris Neto e Carvalho (2009).

Pimentel e Haddad (2004) analisam a distribuição espacial da renda, bem como o fenômeno da convergência absoluta e condicional para os municípios mineiros na década de 90, através de uma abordagem setorial. Utilizam ferramentas de análise exploratória de dados espaciais e também arcabouço técnico da econometria espacial. Os resultados indicam a importância dos processos de autocorrelação espacial para explicar os fenômenos de convergência.

Monastério e Ávila (2004) discutem convergência do PIB per capita de 58 áreas economicamente comparáveis do Rio Grande do Sul entre 1939 e 2001, utilizando econometria espacial. Tratam a dependência espacial utilizando modelos de erro e defasagem espacial, sendo que o primeiro se mostra mais ajustado a análise.

Oliveira (2005) analisa os determinantes do crescimento para os municípios do Estado do Ceará na década de 1990. A metodologia escolhida pelo autor se baseia em modelos espaciais aplicados a análise de *cross section*. Os resultados indicam a existência de dependência espacial no modelo e sugerem que o melhor modelo para esta análise seria o de defasagem espacial.

Resende (2005) discute a influência das externalidades espaciais sobre a dinâmica de crescimento do PIB *per capita* dos municípios de Minas Gerais entre 1991 e 2000. Investigam as variáveis determinantes do crescimento e os efeitos de transbordamento dessas para os municípios vizinhos. Os resultados indicam que as variáveis que transbordam são: níveis de renda per capita inicial, infra-estrutura, grau de escolaridade, densidade populacional e taxa de mortalidade infantil.

Silva e Resende (2006) comparam a dinâmica de crescimento dos municípios mineiros e alagoanos entre 1991 a 2000 e encontram que os determinantes do crescimento de um estado relativamente rico não coincidem com os de um estado relativamente pobre.

Perobelli *et al* (2007) analisam a diminuição das disparidades de renda para os municípios mineiros utilizando o arcabouço espacial. Encontram que entre o período 1975 a 2003, houve uma tendência de divergência, ou seja, um aumento das disparidades regionais. Entretanto, entre 1996 a 2003 ocorreu uma reversão nessa tendência dado que os resultados mostram uma convergência de renda entre os municípios.

Barreto (2007) verifica a existência de convergência e transbordamentos espaciais nos municípios cearenses entre os anos 1996 e 2003 e checa a eficiência da desconcentração

regional das atividades econômicas. Utilizando econometria espacial, a análise feita pelo autor sugere a existência de convergência de renda para o período em questão.

Maranduba (2007) analisa a existência ou não de convergência de renda entre os municípios mineiros e a eficácia das políticas regionais para o período 1999 a 2004. A metodologia usada consiste de análise exploratória dos dados espaciais e de modelos de dados em painel com dependência espacial. A análise espacial sugere que os efeitos espaciais possuem grande importância sobre a dinâmica do crescimento. Os resultados também indicam que, apesar de os países pobres apresentarem taxas de crescimento mais altas que os ricos, a velocidade de convergência encontrada foi lenta.

Rocha *et al* (2008) analisam o processo de convergência de renda para os municípios de Minas Gerais entre os anos 1991 e 2000. Para isso, utilizam técnicas de análise explanatória de dados espaciais e também fazem testes de convergência σ e β (absoluta e condicional). Os testes sugerem a ocorrência de um lento processo de convergência entre os municípios.

Porsse (2008) analisa a dinâmica espacial da distribuição de renda dos municípios do estado do Rio Grande do Sul para o período 1970 a 2000, utilizando técnicas econométrico-espaciais. Os resultados apontaram fortes padrões de dependência espacial e a existência de processos de convergência absoluta e condicional.

Sartoris Neto e Carvalho (2009) se propõem a investigar a dinâmica de crescimento econômico e externalidades espaciais nos municípios paraenses entre os anos 1991 e 2000. Utilizando métodos de econometria espacial, concluem que as externalidades impactam o crescimento econômico, bem como as variáveis relativas ao capital humano e ao grau de urbanização.

O quadro 1.1 apresenta um resumo sobre os estudos a respeito de regiões brasileiras apresentados anteriormente.

Por fim, cabe ressaltar que apesar dos diversos trabalhos existentes no mundo e, especialmente, no Brasil relacionados à convergência de renda, ainda existem lacunas na literatura no que tange aos modelos que corrijam, ao mesmo tempo, os problemas causados pela autocorrelação espacial, pela heterogeneidade espacial, bem como pela omissão de variáveis não-observadas. Dessa forma, o presente trabalho se propõe a utilizar métodos econométrico-espaciais (que inserem no modelo os efeitos dos transbordamentos espaciais)

conjugados à metodologia de RPG (que permite a construção de modelos locais) e à metodologia de dados em painel.

Quadro 1.1: Resumo dos Trabalhos Empíricos sobre Convergência em Relação às Regiões Brasileiras

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Ferreira e Ellery Jr. (1996)	Estados Brasileiros	1970 a 1995	β (absoluta) e σ	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Encontram evidências de ambos os tipos de convergência.
Azzoni (1997)	Estados Brasileiros	1939 a 1995	β (absoluta)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Encontrou evidências de convergência acentuada entre os anos 1970 e 1985.
Pôrto Jr. e Ribeiro (2000)	Estados da região Sul	1970 a 1998	β (absoluta e condicional) e σ	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> , grau de escolaridade, taxa de migração, crescimento da população.	Não encontram evidências de convergência de renda entre os estados.
Silveira Neto e Azzoni (2000)	19 estados Brasileiros	1981 a 1997	β (absoluta e condicional)	Não	Taxas de crescimento do PIB <i>per capita</i> e do PIB por trabalhador.	PIB inicial e capital humano.	A produtividade do trabalho não apresentou evidências de convergência.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Azzoni <i>et al</i> (2000)	19 estados brasileiros	1981 a 1996	β (absoluta e condicional)	Não	Taxa de Crescimento da Renda mensal do trabalho <i>per capita</i> .	Renda mensal do trabalho <i>per capita</i> inicial, variáveis relativas à família (sexo do chefe da família; educação do chefe da família; participação do cônjuge, participação das crianças), variáveis relativas aos domicílios (pessoas por cômodo; fogão; refrigerador; eletricidade; água; esgoto; coleta de lixo) e variáveis geográficas (zona rural ou urbana; IDH; temperatura; latitude; índice pluviométrico).	Os resultados mostram que não há nenhuma evidência de convergência absoluta, entretanto o processo de convergência condicional pode acontecer rapidamente.
Nunes e Nunes (2005)	Estados brasileiros	1937 a 1999	β (absoluta)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Encontram evidências de convergência entre 1969/99
Cravo e Soukias (2006)	Estados brasileiros	1980 a 2000	β (absoluta e condicional) e σ	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial, taxa de analfabetismo, taxa de matrícula no nível secundário e número médio de anos de estudo.	Encontram que distintos níveis de capital humano têm diferentes impactos sobre o crescimento.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Souza e Pôrto Jr. (2006)	Estados brasileiros e municípios da região nordeste	1970 a 1991/98	β (absoluta)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Os resultados para municípios não indicam a existência de convergência, ao passo de que para estados, são encontradas evidências de clubes.
Trompieri Neto <i>et al</i> (2009)	Estados brasileiros	1985 a 2005	β (absoluta)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Os resultados sugerem a existência de convergência em todos os regimes de renda.
Gonçalves <i>et al</i> (2010)	Estados brasileiros	2000 a 2005	β (condicional)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial; taxa de crescimento da força de trabalho; grau de escolaridade; nível de investimento; abertura comercial; e transbordamentos de conhecimentos.	Os resultados sugerem a existência de convergência e indicam que os transbordamentos de conhecimento afetam o crescimento econômico.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variável Dependente	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Menezes e Azzoni (2000)	Regiões Metropolitanas brasileiras	1981 a 1996	β (absoluta)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Quando os efeitos fixos são considerados, o tempo gasto para que as regiões converjam diminui.
Alves e Fontes (2000)	Municípios de Minas Gerais	1985 a 1997	β (absoluta), σ e clubes de convergência	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Os resultados indicam a formação de nove clubes de convergência
Ribeiro e Pôrto Jr. (2003)	Municípios do nordeste	1970 a 1996	β (absoluta)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Os resultados apontam clubes de convergência e negam a existência de convergência absoluta.
Silva <i>et al</i> (2004)	Microrregiões mineiras	1970 a 2000	β (absoluta e condicional) e σ	Não	Renda Familiar <i>per capita</i> média para o período 1970 a 1990 (1º período) e PIB <i>per capita</i> para o período de 1991 a 2000 (2º período).	Renda Familiar <i>per capita</i> (1º período) e PIB <i>per capita</i> inicial (2º período), média de anos de estudos e esperança de vida ao nascer.	Os resultados apontam convergência condicional entre as regiões.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Pinto Coelho (2006)	Municípios Brasileiros	1970 a 2000	β (absoluta e condicional) e de clubes	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> inicial, variáveis geográficas (acesso a água, luz e instalações sanitárias), estoque de capital humano <i>per capita</i> , média dos anos de estudo para maiores de 25 anos e estoques de capital físico <i>per capita</i> (privado e público)	Encontra que a hipótese de convergência dominante é a de clubes.
Salvato <i>et al</i> (2006)	Municípios de Minas Gerais	1991 a 2000	β (absoluta) e clubes	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Encontram evidências de formação de clubes de convergência
Grolli <i>et al</i> (2006)	Municípios da região do Rio Grande do Sul	1970 a 2001	β (absoluta e condicional)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial, variáveis de governo, densidade demográfica, grau de escolaridade, industrialização e potencial de mercado.	São encontradas evidências de convergência absoluta e condicional

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Menezes e Azzoni (2006)	Regiões metropolitanas	1981 a 2003	β (condicional)	Não	Taxa de crescimento dos salários	Salário inicial; anos de estudo; proporção de homens na coorte; <i>dummies</i> de coorte, de tempo e de região.	Os resultados apontam a existência de convergência e condicional e, além disso, apontam que os diferenciais de salários são influenciados por questões regionais.
Paixão <i>et al</i> (2008)	Municípios da Amazônia Legal	1980 a 2004	β (absoluta) e clubes de convergência	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial, capital físico e capital humano.	Os resultados indicam a existência de seis clubes de convergência.
Fochezatto e Stulp (2008)	Municípios gaúchos	1985 a 1998	β (condicional)	Não	Diferença entre a renda <i>per capita</i> da região relativa à média estadual.	Taxas de crescimento dos valores adicionados brutos <i>per capita</i> (agropecuária, da indústria e do serviço) e da população.	Encontra evidências de convergência.
Silva Jr. <i>et al</i> (2008)	Municípios alagoanos	1975 a 2005	β (condicional)	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial e indicadores sócio-econômicos.	Os resultados indicam que o processo de convergência não foi verificado em todos os municípios.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Ferreira e Cruz (2008)	Municípios brasileiros	1991 a 2000	Clubes de convergência	Não	Taxa de crescimento do Índice de Gini.	Índice de Gini, médias das participações percentuais das transferências de renda governamentais e da renda do trabalho na renda total do município e grau de escolaridade.	São encontrados seis clubes de convergência, nos quais se verifica evidências de um processo de convergência das desigualdades de renda.
Silveira Neto e Azzoni (2008)	Estados brasileiros	1995 a 2005	β (absoluta)	Sim	Taxa de crescimento da produtividade do trabalho	Produtividade do trabalho <i>per capita</i> .	Encontram evidências de convergência.
Magalhães <i>et al</i> (2000)	Estados brasileiros	1970 a 1995	β (absoluta) e α	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Os resultados mostram que os efeitos espaciais são relevantes e que as taxas de convergência são baixas.
Magalhães (2001)	Estados Brasileiros	1986 a 1995	β (absoluta) e Clubes de Convergência	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial.	Os resultados não indicam convergência absoluta, entretanto após o tratamento espacial, dois clubes são encontrados.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Barreto e Almeida (2008)	Estados Brasileiros	1986 a 2005	β (condicional)	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial, capital humano, densidade rodoviária, infra-estrutura de telecomunicações, infra-estrutura elétrica, desigualdade de renda, Fundo de Participação dos Municípios, taxa de acumulação de capital físico e carga tributária.	Os resultados corroboram a teoria de convergência condicional.
Pimentel e Haddad (2004)	Municípios Mineiros	Década de 90	β (absoluta e condicional)	Sim	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> .	Renda <i>per capita</i> inicial, escolaridade média e taxa de urbanização (taxa de população urbana).	Os resultados indicam a importância dos processos de autocorrelação espacial para explicar os fenômenos de convergência.
Oliveira (2005)	Municípios do Ceará	Década de 1990	β (condicional)	Sim	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i>	Grau de escolaridade, taxa de urbanização, densidade populacional e transferência de renda.	Os resultados não indicam convergência e ademais, sugerem que o modelo mais ajustado é o de defasagem espacial.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Resende (2005)	Municípios mineiros	1991 a 2000	β (condicional)	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> inicial e variáveis sócio-econômicas (índice de Gini, média de anos de estudo, porcentagem de domicílios com água e energia, porcentagem de analfabetos, taxa de urbanização, taxa de homicídios e densidade populacional)	Os resultados indicam que algumas variáveis que explicam o crescimento apresentam efeitos de transbordamento.
Silva e Resende (2006)	Municípios Mineiros e Alagoanos	1991 a 2000	β (condicional)	Sim	Taxa de crescimento da renda do trabalho	Renda do trabalho, média dos anos de estudo, variáveis de qualidade de vida (porcentagem de domicílios com acesso a água e luz, taxa de mortalidade infantil, densidade populacional, taxa de urbanização, taxa de homicídios, índice de Gini).	Encontram que os determinantes do crescimento de um estado relativamente rico não coincidem com os de um estado relativamente pobre
Perobelli <i>et al</i> (2007)	Municípios mineiros	1975 a 2003	β (absoluta)	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per</i>	PIB <i>per capita</i> inicial.	Os resultados indicaram tendência a divergência entre 1975/2003.

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Barreto (2007)	Municípios cearenses	1996 a 2003	β (condicional)	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> .	PIB <i>per capita</i> inicial, existência de um meio industrial, capital humano, infra-estrutura e economia de urbanização, densidade demográfica, mercado regional, capital social, influência do mercado metropolitano e taxa de homicídios.	Os resultados sugerem a existência de convergência
Maranduba Jr. (2007)	Municípios mineiros	1999 a 2004	β (condicional)	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> (logaritmo natural da razão entre os valores do PIB <i>per capita</i> relativos a dois anos consecutivos)	PIB <i>per capita</i> inicial, meio industrial, capital humano, densidade demográfica, mercado regional, taxa de homicídio, carga tributária municipal, transferências da Lei Robin Hood, Fundo de Participação Municipal	Os resultados também indicam que, apesar de os países pobres apresentarem taxas de crescimento mais altas que os ricos, a velocidade de convergência encontrada foi lenta

Autores	Região	Período	Tipos de Convergência	Correção Espacial	Variáveis Dependentes	Variáveis Explicativas	Principais Conclusões
Porsse (2008)	Municípios gaúchos	1970 a 2000	β (absoluta e condicional)	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> inicial, escolaridade média da população, participação da indústria no produto total e variação no grau de urbanização no decorrer do período.	Os resultados apontaram fortes padrões de dependência espacial e a existência de processos de convergência absoluta e condicional.
Sartoris Neto e Carvalho (2009)	Municípios paraenses	1991 a 2000	β (absoluta e condicional)	Sim	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> (razão produtividade do capital/trabalho)	Renda <i>per capita</i> inicial, média de anos de estudos de maiores de 25 anos, taxa de urbanização, densidade demográfica e transferências intergovernamentais.	Concluem que as externalidades impactam o crescimento econômico, bem como as variáveis relativas ao capital humano e ao grau de urbanização.

Fonte: elaboração própria.

3 Modelos Teóricos e Metodologia

3.1 Modelos Teóricos

Os modelos teóricos incluem o modelo de Solow (1956) e o modelo de Solow espacialmente ampliado de Ertur e Koch (2007).

3.1.1 Modelo de Solow

O modelo de Solow (1956) busca determinar o crescimento utilizando como variáveis as taxas de poupança e de crescimento da população. Para o autor, tais variáveis, bem como o progresso tecnológico são exógenos ao modelo. Neste modelo existem dois insumos (capital e trabalho) que são remunerados dadas suas produtividades marginais. A função de produção é uma Cobb-Douglas, sendo representada da seguinte forma:

$$Y(t) = A(t)K(t)^\alpha L(t)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.1)$$

onde $Y(t)$ é o produto da economia no período t , $K(t)$ é o estoque de capital no período t , $L(t)$ é o nível de mão-de-obra e $A(t)$ é o nível de tecnologia no período t . Ademais, α representa a parcela da renda destinada ao capital, enquanto $(1-\alpha)$ é a parcela da renda do trabalho.

Na sua forma intensiva, a equação de produção pode ser escrita da seguinte forma:

$$y(t) = A(t)k(t)^\alpha \quad (3.2)$$

onde $y(t) = Y(t)/L(t)$ e $k(t) = K(t)/L(t)$.

O modelo assume que L e A crescem às taxas n e g :

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (3.3)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (3.4)$$

onde $L(0)$ e $A(0)$ significam, respectivamente, os níveis de mão-de-obra e de tecnologia no período inicial. Assim, a unidade efetiva de trabalho, $A(t)L(t)$, cresce à taxa $n+g$.

O modelo também assume que a variação do estoque de capital (\dot{K}) em um determinado ponto no tempo é igual ao investimento bruto, $I(t)$, menos a depreciação, $\delta(t)$.

$$\dot{K} = I(t) - \delta K(t), \quad \text{onde } I(t) = sY(t) \quad (3.5)$$

sendo s igual a taxa de poupança.

Dividindo ambos os lados da equação (3.5) pela unidade efetiva de trabalho, tem-se que:

$$\dot{k}(t) = sy(t) - (n + g + \delta)k(t) \quad (3.6)$$

ou

$$\dot{k}(t) = sk(t)^\alpha - (n + g + \delta)k(t) \quad (3.7)$$

A equação (3.7) acima implica que k converge para o valor k^* de *steady-state* quando a variação de k (\dot{k}) no período se iguala a zero. Sendo assim, k^* é definido por:

$$sk^{*\alpha} = (n + g + \delta)k^* \quad (3.8)$$

ou

$$k^* = [s/(n + g + \delta)]^{1/(1-\alpha)} \quad (3.9)$$

Dessa forma, o modelo de Solow (1956) aponta que a razão do capital pelo trabalho é relacionada positivamente com a taxa de poupança e negativamente com a taxa de crescimento da população.

A previsão básica deste modelo diz respeito ao impacto das taxas de crescimento da população e da poupança sobre o crescimento da renda. Para encontrar a renda *per capita* de *steady-state*, substitui-se a equação (3.9) acima na função de produção (3.1) e toma-se o logaritmo natural da função,

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + g(t) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (3.10)$$

Como o modelo assume que os fatores são remunerados pela sua produtividade marginal, ele prevê não somente os sinais, como também a magnitude dos coeficientes da poupança e do crescimento da população.

O modelo de Solow prevê a velocidade de convergência da renda para o seu nível de *steady-state*. Segundo Barro e Sala-i-Martin (2004), é importante medir a velocidade de convergência. Segundo os autores, caso ela seja rápida, pode-se focar no comportamento de equilíbrio (comportamento de *steady-state*), pois a renda da região encontra-se próxima ao seu nível de *steady-state*. Caso contrário, se a convergência for devagar, pode-se dizer que a região está longe do seu *steady-state* e suas experiências de crescimento podem estar dominadas por uma dinâmica de transição.

Voltando a equação (3.5), $\dot{K} = s F[K(t), L(t), A(t)] - \delta K(t)$, dividindo-se ambos os lados por L, deriva-se uma expressão para a variação do k (capital por unidade intensiva de trabalho), igual a

$$\dot{k}(t) = s F[k, A(t)] - (n + g + \delta)k(t) \quad (3.11)$$

A velocidade de convergência pode ser determinada dividindo-se a equação pelo nível de capital físico por trabalhador, k , da seguinte forma:

$$\dot{k}/k = sAk^{-(1-\alpha)} - (n + g + \delta) \quad (3.12)$$

A velocidade de convergência, b , é medida através do quanto a taxa de crescimento declina quando aumenta o estoque de capital físico, em termos proporcionais, ou seja

$$b = -\frac{\partial(\dot{k}/k)}{\partial \log k} \quad (3.13)$$

Para computar b , reescreve-se a equação (\dot{k}/k) em função do $\log k$

$$\dot{k}/k = sAe^{-(1-\alpha) \cdot \log k^*} - (n + g + \delta) \quad (3.14)$$

Tomando o logaritmo da equação acima (3.13), encontra-se a expressão para b :

$$b = (1 - \alpha) \cdot sA \cdot (k)^{-(1-\alpha)} \quad (3.15)$$

Pode-se notar que a velocidade de convergência não é constante, pelo contrário, vai declinando monotonicamente com os aumentos do nível de capital, em direção ao estado estacionário. Além disso, sabe-se que no estado estacionário $sAk^{-(1-\alpha)} = (n + g + \delta)$. Assim, próximo ao estado estacionário tem-se que

$$b^* = (1 - \alpha) \cdot (n + g + \delta) \quad (3.16)$$

Por fim, cabe dizer que durante a transição para o *steady-state* a taxa de convergência, b , ultrapassa b^* , mas declina ao longo do tempo.

3.1.2 Modelo de Solow Espacialmente Ampliado

Ertur e Koch (2007) utilizam o modelo de Solow como base para desenvolver um modelo de crescimento que considera a interdependência tecnológica entre as regiões. Assim como Solow (1956), Ertur e Koch (2007) usam a seguinte função de produção Cobb-Douglas:

$$Y_i(t) = A_i(t)K_i(t)^\alpha L_i(t)^{1-\alpha} \quad (3.17)$$

em que as variáveis recebem a notação padrão: $Y_i(t)$ é o produto, $K_i(t)$ é o nível de capital físico, $L_i(t)$ é o nível de trabalho e $A_i(t)$ é o nível agregado de tecnologia:

$$A_i(t) = \Omega(t)k_i^\phi(t) \prod_{j \neq i}^N A_j^{Y^{w_{ij}}}(t) \quad (3.18)$$

Segundo os autores, esta fórmula descreve o nível agregado de tecnologia $A_i(t)$ de uma região i como sendo dependente de três termos. O primeiro, $\Omega(t)$, descreve parte do progresso tecnológico como exógeno e idêntico entre as regiões, assim como no modelo de Solow. Assim, $\Omega(t) = \Omega(0)e^{\mu t}$, onde μ é uma taxa de crescimento constante. O segundo termo $k_i^\phi(t)$ sugere que o nível de tecnologia é crescente com o estoque de capital físico por trabalhador (k_i) disponível na região em questão. O parâmetro ϕ , com $0 < \phi < 1$, representa a força das externalidades domésticas geradas pelo acúmulo de capital físico. Já o terceiro termo, representado pelo produtório $\prod_{j \neq i}^N A_j^{Y^{w_{ij}}}(t)$, diz respeito às externalidades espaciais da tecnologia. Ertur e Koch (2007) seguem o modelo Romer (1986), que diz que o investimento em capital não aumenta somente o nível de tecnologia local, mas também aumenta o nível de tecnologia das regiões vizinhas por meio dos transbordamentos de conhecimento. Entretanto, cabe salientar que apesar de considerarem os efeitos de transbordamento entre as regiões, os autores argumentam que é razoável supor que tais efeitos diminuam a intensidade, com o aumento da distância entre as regiões, dadas as dissimilaridades sócio-econômicas e institucionais das regiões. A forma funcional particular assumida por este termo para uma região i é a média ponderada geometricamente, do estoque de conhecimento dos vizinhos, denotado por j . O grau interdependência entre as regiões gerado pelo nível de externalidades

espaciais é descrito por γ , onde $0 < \gamma < 1$. Assume-se que esse parâmetro é igual para todas as regiões, entretanto os efeitos das externalidades espaciais sobre o nível de produtividade da região i dependem da conectividade entre essa região e os seus vizinhos. Ertur e Koch (2007) sugerem que essa conectividade seja representada pelo termo exógeno w_{ij} , para $j=1, \dots, N$ e $j \neq i$. Quanto maior a conectividade da região i com os seus vizinhos, maior os benefícios que i obtém das externalidades espaciais.

Assim, o nível de tecnologia em uma região depende tanto do seu próprio estoque de capital físico por trabalhador quanto dos estoques de capital físico por trabalhador dos seus vizinhos. Pode-se dizer, portanto, que as externalidades espaciais implicam que as regiões não devem ser analisadas isoladamente, mas sim em um sistema de interdependência.

A equação (3.17) pode ser reescrita na forma matricial, como:

$$A = \Omega + \phi k + \gamma W A \quad (3.19)$$

onde A é o vetor ($N \times 1$) dos logaritmos dos níveis de tecnologia, k é o vetor ($N \times 1$) dos logaritmos do nível agregado de capital físico por trabalhador e W é a matriz com os termos w_{ij} . Resolvendo a equação acima (3.19) para A , com $\gamma \neq 0$, tem-se⁷

$$A = (I - \gamma W)^{-1} \Omega + \phi (I - \gamma W)^{-1} k \quad (3.20)$$

Se $|\gamma| < 1$, ao reagrupar os termos de forma que se tenha, novamente, a tecnologia como dependente de três termos: um componente exógeno ($\Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t)$), um componente que indique que a tecnologia é crescente dado o estoque de capital físico por trabalhador ($k_i^\phi(t)$) e, por fim, um componente que capte os transbordamentos de tecnologia através das regiões ($\prod_{j \neq i}^N k_j^{\sum_{r=1}^{\infty} \gamma^r w_{ij}^{(r)}}$), tem-se que

$$A_i(t) = \Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t) k_i^\phi(t) \prod_{j \neq i}^N k_j^{\sum_{r=1}^{\infty} \gamma^r w_{ij}^{(r)}}(t) \quad (3.21)$$

Substituindo a equação (3.21) na função de produção (3.2) escrita na sua forma intensiva (onde, $y(t) = Y(t)/L(t) = A(t)k(t)^\alpha$), tem-se o produto por trabalhador da região i como função do estoque de capital físico por trabalhador dessa mesma região e também dos estoques de capital físico por trabalhador dos seus vizinhos. Tal função é representada por:

⁷ $(I - \gamma W)^{-1}$ existe se e somente se $|I - \gamma W| \neq 0$.

$$y_i(t) = \Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t) k_i^{u_{ii}}(t) \prod_{j \neq i}^N k_j^{u_{ij}}(t) \quad (3.22)$$

onde $u_{ii} = \alpha + \phi(1 + \sum_{r=1}^{\infty} \gamma^r w_{ii}^{(r)})$ e $u_{ij} = \phi \sum_{r=1}^{\infty} \gamma^r w_{ij}^{(r)}$. Os termos $w_{ij}^{(r)}$ são os elementos da linha i e coluna j da matriz W , que fornece o grau de conectividade entre as regiões.

Para derivar o estoque de capital físico por trabalhador no estado estacionário, o modelo de Ertur e Koch (2007) utiliza a seguinte função retirada do modelo de Solow (1956):

$$\dot{k}_i(t) = s_i y_i(t) - (n_i + \delta) k_i(t) \quad (3.23)$$

onde $\dot{k}_i(t)$ indica a derivada do estoque de capital físico em relação ao tempo.

Tal função descreve como se dá a evolução do estoque de capital por trabalhador. Segundo o modelo de Solow, no estado estacionário, o estoque de capital por trabalhador não varia ao longo do tempo. Uma vez que a função de produção é caracterizada por retornos decrescentes, a equação 3.23 implica que a “razão capital físico – produto” da região i é constante e converge para uma taxa de crescimento de equilíbrio definida por $\dot{k}_i(t)/k_i(t) = g$ ou $[k_i/y_i]^* = s_i/(n_i + g + \delta)$. Desta forma, igualando $\dot{k}_i(t)$ a zero, substituindo $Y_i(t)$, tem-se que:

$$s_i(t) \left(\Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t) k_i^{u_{ii}}(t) \prod_{j \neq i}^N k_j^{u_{ij}}(t) \right) - (n_i + \delta) k_i(t) = 0 \quad (3.24)$$

Rearranjando os termos e colocando k_i^* (estoque de capital por trabalhador no estado estacionário) em evidência:⁸

$$k_i^* = \Omega^{\frac{1}{(1-\gamma)(1-u_{ii})}}(t) \left(\frac{s_i}{n_i + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-u_{ii}}} \prod_{j \neq i}^N k_j^{* \frac{u_{ij}}{1-u_{ii}}} \quad (3.25)$$

Pode-se perceber que o estoque de capital físico por trabalhador no *steady state* depende da tecnologia local, bem como do nível de capital físico das regiões vizinhas.

Para determinar a equação que descreve a renda por trabalhador da região i no estado estacionário, Ertur e Koch (2007) reescrevem a função de produção na forma matricial: $y = A + \alpha k$ e substituem A pela expressão (3.20). Além disso, pré-multiplicaram ambos os lados por $(1 - \gamma W)$ para obter:

⁸ A taxa de crescimento de equilíbrio g é igual a $\mu/(1 - \alpha)(1 - \gamma) - \phi$.

$$y = \Omega + (\alpha + \phi)k - \alpha\gamma Wk + \gamma W y \quad (3.26)$$

De acordo com os autores, cabe salientar que quando $\gamma = 0$ e $\phi = 0$ o modelo passa a ser igual ao modelo de Solow. Reescrevendo esta equação para a economia i e introduzindo a equação da razão capital-produto (K^*/Y^*) no estado estacionário em logaritmos, tem-se:

$$\begin{aligned} \ln y_i^*(t) = & \\ & \frac{1}{1-\alpha-\phi} \ln \Omega(t) + \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln s_i - \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln(n_i + g + \delta) - \\ & \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j + \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \frac{\gamma(1-\alpha)}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_j^*(t) \end{aligned} \quad (3.27)$$

Assim, o modelo de Solow espacialmente ampliado apresenta as mesmas previsões qualitativas que o modelo de Solow tradicional para a influência do crescimento da população e da poupança doméstica sobre a renda *per capita* da região i no estado estacionário. Ademais, o modelo de Solow espacialmente ampliado prevê também que a renda por trabalhador depende positivamente da taxa de poupança dos seus vizinhos e negativamente das taxas de crescimento da população dos vizinhos.

Assim como no modelo de Solow (1956), este modelo prevê que a renda por trabalhador em determinado país converge para o seu valor de *steady-state*. Assim, reescrevendo a equação que descreve a dinâmica do modelo de Solow (3.23), incluindo a função de produção (3.24) e dividindo todos os termos por k_i , pode-se obter:

$$\frac{\dot{k}_i(t)}{k_i(t)} = s_i \Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t) k_i^{-(1-u_{ii})}(t) \prod_{j \neq i}^N k_j^{u_{ij}}(t) - (n_i + \delta) \quad (3.28)$$

Segundo Ertur e Koch (2007), o principal elemento deste resultado é o retorno decrescente do capital. De fato, $\partial(\dot{k}_i(t)/k_i(t))/\partial k_i(t) < 0$ desde que $u_{ii} < 0$. Em outras palavras, quando uma região aumenta o seu nível de capital físico por trabalhador, a taxa de crescimento cai e converge para o seu nível de estado de estacionário. Contudo, um aumento no capital físico por trabalhador das regiões vizinhas, aumenta a produtividade da região i por causa da interdependência tecnológica. Cabe ressaltar que as externalidades do capital físico e a interdependência tecnológica somente retardam o decréscimo da produtividade do capital físico, portanto, o resultado de convergência continua válido sob a hipótese $\alpha + \frac{\phi}{1-\gamma} < 1$.

O modelo de Solow espacialmente ampliado também considera a questão da velocidade de convergência. Para o cálculo desta velocidade, Ertur e Koch (2007) usam a log linearização da equação 3.29 em relação ao tempo (t), para $i = 1, \dots, N$, da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \frac{d \ln k_i(t)}{dt} = & g - (1 - u_{ii})(n_i + g + \delta)[\ln k_i(t) - \ln k_i^*] + \\ & + \sum_{j \neq i}^N u_{ij}(n_i + g + \delta)[\ln k_j(t) - \ln k_j^*] \end{aligned} \quad (3.29)$$

Considerando as relações entre os *gaps* da região em relação ao seu próprio estado estacionário, tem se que:

$$\ln k_i(t) - \ln k_i^* = \Phi_j[\ln k_j(t) - \ln k_j^*] \quad (3.30)$$

$$\ln y_i(t) - \ln y_i^* = \Theta_j[\ln y_j(t) - \ln y_j^*] \quad (3.31)$$

Introduzindo a equação (3.30), para $i = 1, \dots, N$, na função de produção (3.2), reescrita da seguinte forma: $\frac{d \ln y_i(t)}{dt} = \frac{\mu}{1-\gamma} + u_{ii} \frac{d \ln k_i(t)}{dt} + \sum_{j \neq i}^N u_{ij} \frac{d \ln k_j(t)}{dt}$, e considerando a seguinte relação:

$$\begin{aligned} \sum_{j \neq i}^N u_{ij}(n_j + g + \delta)[\ln k_j(t) - \ln k_j^*] = \\ \Lambda_i [u_{ii}[\ln k_i(t) - \ln k_i^*] + \sum_{j \neq i}^N u_{ij}[\ln k_j(t) - \ln k_j^*]] \end{aligned} \quad (3.32)$$

Considerando equação 3.29, pode-se obter a expressão referente à Λ_i :

$$\Lambda_i = \frac{\sum_{j=1}^N u_{ij} \frac{1}{\Phi_j} (n_j + g + \delta)}{\sum_{j=1}^N u_{ij} \frac{1}{\Phi_j}} \quad (3.33)$$

Desta forma, tem se que:

$$\frac{d \ln y_i(t)}{dt} = \frac{\mu}{1-\gamma} - \lambda_1 [\ln y_i(t) - \ln y_i^*] \quad (3.34)$$

Por fim, considerando a hipótese 3.31, é obtida a equação que descreve a velocidade de convergência (λ_i):

$$\lambda_i = \frac{\sum_{j=1}^N u_{ij} \frac{1}{\Phi_j} (n_j + g + \delta)}{\sum_{j=1}^N u_{ij} \frac{1}{\Phi_j}} - \sum_{j=1}^N u_{ij} \frac{1}{u_{ij}} (n_j + g + \delta) \quad (3.35)$$

De acordo com Ertur e Koch (2007), essas hipóteses indicam que o *gap* existente da região i em relação ao seu próprio *steady-state* é proporcional ao *gap* correspondente do país j . Em outras palavras, se $\Theta_j = 1$, as regiões i e j possuem a mesma distância em relação ao seu estado estacionário. Se $\Theta_j > 1$ ($\Theta_j < 1$) a região i está mais distante (mais próxima) do seu estado estacionário que a região j . Ademais, quanto mais próxima a região j estiver do seu estado estacionário, maior será a sua velocidade de convergência.

Assim como o modelo de Solow ampliado, desenvolvido por Mankiw *et al.* (1992), o modelo de Solow espacialmente ampliado também prevê a convergência de renda por trabalhador, desde que haja um controle em relação aos outros determinantes de crescimento. Desta forma, o modelo desenvolvido por Ertur e Koch (2007), prevê a existência de um processo de convergência condicional para as regiões. Matematicamente, subtraindo a renda por trabalhador no período inicial ($\ln y_i(0)$) da renda por trabalhador em no período t ($\ln y_i(t)$), tem se que:

$$\begin{aligned} \ln y_i(t) - \ln y_i(0) = & gt - (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\mu}{1 - \gamma \lambda_i} - \\ & -(1 - e^{-\lambda_i t}) \ln y_i(0) + (1 - e^{-\lambda_i t}) \ln y_i^* \end{aligned} \quad (3.36)$$

Reescrevendo a equação 3.36 na forma matricial: $G = gt\mathbb{1}_{(N,1)} - Dy(0) + Dy^*$, onde G é um vetor ($N \times 1$) das taxas de crescimento da renda real por trabalhador, $y(0)$ é um vetor ($N \times 1$) dos logaritmos das rendas iniciais por trabalhador, y^* é um vetor ($N \times 1$) dos logaritmos da renda real por trabalhador no estado estacionário, $\mathbb{1}_{(N,1)}$ é um vetor ($N \times 1$) de 1 e D é uma matriz diagonal ($N \times N$) com termos $(1 - e^{-\lambda_i t})$ na diagonal principal. Reescrevendo a equação 3.27 na forma matricial: $y^* = (I - \rho W)^{-1} \left[\frac{1}{1 - \alpha - \phi} \Omega + \frac{\alpha + \phi}{1 - \alpha - \phi} S - \frac{\alpha \gamma}{1 - \alpha - \phi} WS \right]$, onde $\rho = \frac{\gamma(1 - \alpha)}{1 - \alpha - \phi}$ e S é um vetor ($N \times 1$) de logaritmos da taxa de poupança dividida pela taxa efetiva de depreciação, pré-multiplicando ambos os lados pelo inverso de $D(I - \rho W)^{-1}$ e rearranjando os termos, obtêm-se:

$$\begin{aligned} G = & gt\mathbb{1}_{(N \times 1)} + \frac{1}{1 - \alpha - \phi} D\Omega - gt\rho DWD^{-1}\mathbb{1}_{(N \times 1)} - Dy(0) + \rho DWy(0) + \\ & + \frac{\alpha + \phi}{1 - \alpha - \phi} DS - \frac{\alpha \gamma}{1 - \alpha - \phi} DWS + \rho DWD^{-1}G \end{aligned} \quad (3.37)$$

Finalmente, para se obter a equação que representa a convergência condicional no modelo de Solow espacialmente ampliado, reescreve-se a equação acima (3.37) para a região i :

$$\begin{aligned}
\ln y_i(t) - \ln y_i(0) = & \Delta_i - (1 - e^{-\lambda_i t}) \ln y_i(0) + (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha + \phi}{1 - \alpha - \phi} \ln s_i - \\
& -(1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha + \phi}{1 - \alpha - \phi} \ln(n_i + g + \delta) + (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\gamma(1 - \alpha)}{1 - \alpha - \phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_j(0) - \\
& -(1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha \gamma}{1 - \alpha - \phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j + (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha \gamma}{1 - \alpha - \phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \\
& + \frac{\gamma(1 - \alpha)}{1 - \alpha - \phi} (1 - e^{-\lambda_i t}) \sum_{j \neq i}^N \frac{1}{(1 - e^{-\lambda_j t})} w_{ij} [\ln y_j(t) - \ln y_j(0)] \quad (3.38)
\end{aligned}$$

sendo Δ_i uma constante igual a $gt + \frac{(1 - e^{-\lambda_i t})}{1 - \alpha - \phi} \ln \Omega - \rho gt (1 - e^{-\lambda_i t}) \sum_{j \neq i}^N \frac{w_{ij}}{(1 - e^{-\lambda_j t})}$.

Assim, somente pode-se dizer que a taxa de crescimento da renda real por trabalhador é uma função negativa da renda por trabalhador inicial depois de controlar para os outros determinantes no estado estacionário. Em outras palavras, a taxa de crescimento da renda real por trabalhador também depende de outros fatores, como a taxa de poupança e o crescimento da população. Além disso, o último termo da equação 3.38 indica que a taxa de crescimento depende da taxa de crescimento das regiões vizinhas ponderadas pela velocidade de convergência.

3.1.3 Modelo Heterogêneo

Partindo do modelo de Solow ampliado, Ertur e Koch (2007) desenvolvem um modelo teórico que considera a heterogeneidade dos parâmetros. Para acomodar tanto a dependência espacial quanto a heterogeneidade, os autores estimam N modelos, onde N representa o número de observação da amostra de *cross section*. Tal modelo é representado da seguinte forma:

$$U(i)y = U(i)X\beta_i + U(i)WX\theta_i + \rho_i U(i)Wy + U(i)\varepsilon \quad (3.39)$$

onde $\beta_1 = -\beta_2 = \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi}$, $\theta_2 = -\theta_1 = \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi}$ e $\rho = \frac{\gamma(1-\alpha)}{1-\alpha-\phi}$, sendo este último o parâmetro espacial autoregressivo. $U(i)$ representa uma matriz diagonal $N \times N$ contendo as ponderações baseadas nas distâncias para a observação i que atribui o valor 1 para os m vizinhos mais próximos e 0 para todas as outras observações. O resultado $U(i)y$ representa uma sub-amostra $m \times 1$ das taxas de crescimento do PIB observadas associadas às observações dos m vizinhos. Da mesma forma, $U(i)X$ indica a sub-amostra das observações concernentes às variáveis explicativas dos m vizinhos mais próximos da região i . W é a matriz de ponderação espacial ($N \times N$), WX é a matriz de defasagem espacial das variáveis explicativas e Wy é a defasagem espacial da variável dependente. Este modelo assume o erro aleatório $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2 U(i) I_N)$.

O parâmetro ρ_i mede a influência da variável $U(i)Wy$ sobre $U(i)y$. Nota-se que, quando $m \rightarrow N$, $U(i) \rightarrow I_N$ e essas estimativas se aproximam das estimativas do modelo global. Segundo Ertur e Koch (2007), o modelo local no contexto de convergência significa que cada região converge para o seu próprio nível de estado estacionário à sua taxa de crescimento específica.

3.2 Efeitos Espaciais e Análise Exploratória dos Dados Espaciais

3.2.1 Efeitos Espaciais

Em um estudo onde as variáveis de interesse são concernentes a unidades regionais é importante se ter em mente a possibilidade da existência de efeitos espaciais entre tais variáveis. Os efeitos espaciais podem ser divididos em dependência espacial e heterogeneidade espacial.

O primeiro efeito espacial é dado pela interação ocorrida entre as regiões, pois as regiões mais próximas dependeriam mais entre si do que as que estão mais distantes (TOBLER, 1970). Segundo Anselin e Bera (1998), a dependência espacial significa a existência de uma relação funcional entre o que ocorre em determinado lugar e o que ocorre em outra localidade, sendo, dessa forma, uma regra e não uma exceção.

Nesse contexto, pode-se dizer que uma variável de certa região depende desta mesma variável nas regiões vizinhas. Ou seja,

$$y_i = f(y_j, X) \quad i, j = 1, \dots, n \text{ e } i \neq j \quad (3.40)$$

As fontes primárias da dependência espacial são o erro de medida, a má especificação do modelo e a interação espacial. Segundo Almeida (2009), o erro de medida em relação aos dados espaciais é causado, freqüentemente, pela baixa ou até ausência de correspondência entre o escopo do fenômeno em análise e o zoneamento das unidades espaciais. Já a má especificação do modelo diz respeito aos problemas causados pela influência de *outliers* espaciais ou omissão de variável relevante. Por fim, a interação espacial é uma fonte de natureza teórica e significa que eventos ou circunstâncias em um lugar podem influenciar as condições de outros lugares, sendo que isto ocorreria através do fluxo de pessoas, bens e informações entre os espaços (ODLAND, 1988 *apud* ALMEIDA, 2009).

A heterogeneidade espacial decorre da ausência de homogeneidade nas unidades espaciais, ou seja, ocorre uma instabilidade estrutural no espaço (MAGALHÃES, 2001). Este problema manifesta-se quando há uma variância não constante dos dados, formas funcionais diferentes para determinados subconjuntos ou ainda quando há respostas específicas dependendo da localidade de cada região.

Em alguns casos, pode ocorrer uma heterogeneidade extrema, havendo a possibilidade de que haja uma relação específica para cada região. Matematicamente,

$$y_i = f_i(X_i, \beta_i, \varepsilon_i) \quad (3.41)$$

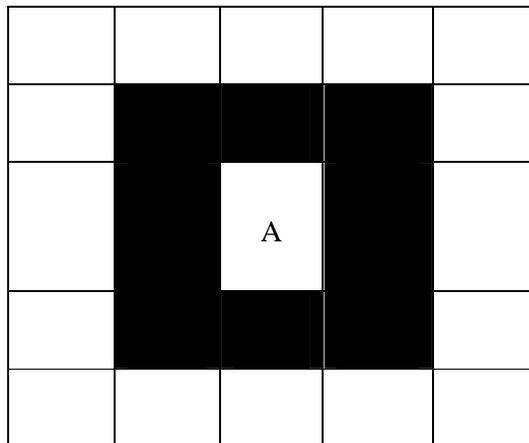
Duas das fontes primárias da heterogeneidade são semelhantes às da dependência, sendo elas: o erro de medida e a má especificação do modelo. Além disso, somam-se as diferenças nas características da estrutura espacial. Tais diferenças dizem respeito às características políticas, sociais, econômicas, institucionais, entre outras, que fazem com que os parâmetros sejam distintos entre as regiões. Ademais, outro ponto a ser destacado é que estas características podem ser observáveis ou não.

3.2.2 Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)

A Análise Exploratória dos Dados Espaciais investiga os efeitos espaciais nas variáveis espaciais por meio de diversas técnicas e estatísticas. Essa análise permite descrever a distribuição espacial do fenômeno, a existência de instabilidade espacial e de regimes espaciais, bem como a presença de observações atípicas (*outliers*).

Para a implementação da AEDE é necessário que, primeiramente, seja definida uma matriz de pesos espaciais (W). Esta matriz busca refletir o arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno a ser estudado. Em outras palavras, a matriz de pesos espaciais contém a informação do quanto a interação é mais forte no caso de regiões próximas (geograficamente ou economicamente), e mais fraca no caso de regiões mais distantes. Assim, a matriz W deve ser construída para capturar toda a autocorrelação espacial presente no fenômeno estudado. Tal matriz é quadrada e os pesos espaciais w_{ij} representam a influência da região j sobre a i . Dessa maneira, por convenção, w_{ii} é igual a 0.

Figura 3.1 Convenção rainha de contigüidade



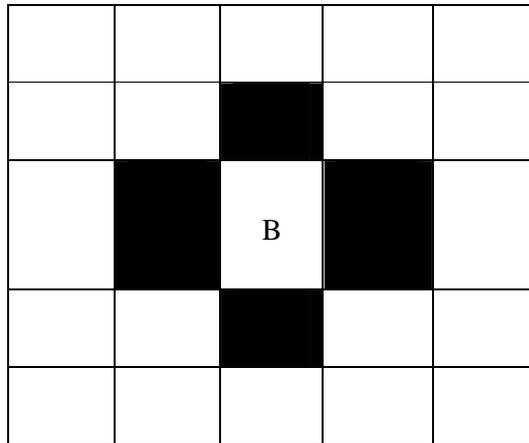
Fonte: baseado em Almeida (2009).

Estas matrizes são construídas a partir de critérios de vizinhança, variando entre contigüidade e distância geográfica. As matrizes de contigüidade estão em consonância com a idéia de fronteira física e se dividem em três tipos: *rainha*, *torre* e *bispo*. As convenções para a matriz de pesos espaciais podem ser representadas como nas figuras 3.1 a 3.3, nas quais os vizinhos de A, B e C são representados pelos quadrados hachurados. A matriz do tipo *rainha* (figura 3.1) considera todas as regiões com fronteiras diferentes de zero, incluindo os vértices.

A *torre* (figura 3.2) desconsidera os vértices (ALMEIDA, 2009). Já a do tipo *bispo* (figura 3.3) considera apenas as regiões que se encontram nos vértices. Formalmente:

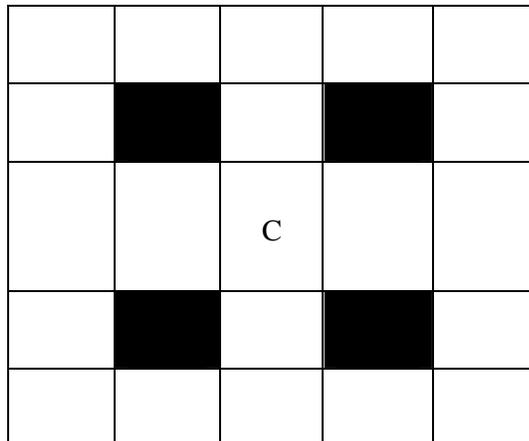
$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i \text{ e } j \text{ são contíguos} \\ 0 & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos} \end{cases} \quad (3.42)$$

Figura 3.2 Convenção *torre* de contigüidade



Fonte: baseado em Almeida (2009).

Figura 3.3 Convenção *bispo* de contigüidade



Fonte: baseado em Almeida (2009).

Uma matriz de distância geográfica muito utilizada na literatura é a que considera os k vizinhos mais próximos. Almeida (2009) aponta que a idéia por trás da construção dessas matrizes é que duas regiões próximas têm maior interação espacial. Formalmente:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (3.43)$$

onde $d_i(k)$ é a distância de corte para a região i especificamente, a fim de que esta região tenha k vizinhos mais próximos.

Para que a escolha da matriz de pesos espaciais seja menos arbitrária, é utilizado o critério proposto por Baumont (2004), que funciona da seguinte forma: estima-se o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), testam-se os resíduos através da estatística I de Moran e escolhe-se a matriz que gere o maior I de Moran significativo estatisticamente.

A estatística I de Moran, assim como a estatística c de Geary e a estatística G de Getis-Ord são coeficientes que medem a autocorrelação espacial, ou seja, testam a hipótese de que os dados espaciais estejam distribuídos aleatoriamente. Cabe dizer que todas estas estatísticas de autocorrelação espacial dependem da definição do arranjo espacial das observações, expressa pela matriz de pesos espaciais W .

A estatística I de Moran é um coeficiente baseado na medida de autocovariância na forma de produto cruzado, que é dado por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (3.44)$$

onde n é o número de regiões, e S_0 é igual à soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais W e z é o vetor com os valores da variável de interesse.

Caso o valor obtido do I de Moran seja igual a sua média teórica $-[1/(n-1)]$, pode-se dizer que os dados em questão não apresentam padrões espaciais, ou seja, y_i independe dos valores de y nas regiões vizinhas. Caso o valor de I seja maior que a sua média teórica, a estatística sugere que variáveis de valores semelhantes tendem a estar agrupados no espaço, em outras palavras, indica a presença de autocorrelação espacial positiva. Por outro lado, baixos valores de I indicam autocorrelação negativa, sugerindo um padrão de desconcentração dos dados. O valor desta estatística fornece três interpretações: o nível de significância indica que, quando significativo, os dados estão correlacionados no espaço; o sinal do coeficiente, se positivo indica concentração, ao passo que se negativo indica dispersão; já a magnitude mostra que quanto mais próximo de -1 e 1 mais forte a interação (MORAN, 1948 *apud* ALMEIDA, 2009).

Outra medida global de autocorrelação é a c de Geary que também apresenta como hipótese nula a aleatoriedade espacial. A fórmula desta estatística é dada por:

$$c = \frac{n-1}{2} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (3.45)$$

onde y_i é a variável de interesse na região i e \bar{y} é a média desta variável nas regiões vizinhas.

O valor do c de Geary encontra-se entre zero (0) e dois (2), sendo a sua média teórica igual a um (1). Coeficientes entre zero (0) e um (1) indicam autocorrelação espacial positiva, já coeficientes entre um (1) e dois (2) indicam autocorrelação negativa. Assim como o I de Moran, a estatística c de Geary fornece três tipos de informação: i) o nível de significância informa a existência ou não de autocorrelação espacial; ii) caso seja significativo, o valor do coeficiente indica se há concentração ou dispersão dos dados; e iii) a magnitude do valor da estatística indica a força da interação: quanto mais próximo dos extremos (de 0 ou de 2), maior a autocorrelação espacial.

A estatística G de Getis-Ord difere das outras duas estatísticas acima apresentadas, pois ela é computada somente para valores positivos da variável de interesse. A matriz utilizada neste cálculo considera uma distância fixa (d), entretanto além desta matriz, $W(d)$, é possível utilizar qualquer matriz W que possua pesos binários e simétricos. A estatística G é definida como:

$$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j} \quad (3.46)$$

onde y_i é o valor observado de uma variável na região i e w_{ij} é o elemento da matriz de pesos espaciais (GETIS e ORD, 1992 *apud* Almeida, 2009).

A interpretação dessa estatística é baseada nos valores assumidos para estatística Z padronizada. Um valor de Z significativo e positivo significa que os dados valores altos para a variável em questão encontram-se concentrados, ao passo que um valor de Z significativo e negativo indica que valores baixos para a variável encontram-se concentrados. Cabe notar que esta estatística possui um problema, já que ela detecta apenas a autocorrelação espacial positiva.

É possível também investigar a existência ou não de autocorrelação espacial em um contexto bivariado, por exemplo, pode ser interessante analisar se uma elevada taxa de crescimento de certa região está associada a baixos níveis de renda inicial ou a altos níveis de capital humano. Para isso, pode-se calcular a estatística I de Moran para duas variáveis diferentes padronizadas (z_1 e z_2), da seguinte forma:

$$I_{z_1 z_2} = \frac{n}{S_0} \frac{z_1 z_2}{z_1' z_1} \quad (3.47)$$

A interpretação intuitiva para o I de Moran bivariado é a seguinte: i) um valor positivo de I sugere que altos valores da variável z_1 estão associados a altos valores da variável z_2 nas regiões vizinhas; e ii) um valor negativo de I indica que altos valores da variável z_1 estão associados a baixos valores de z_2 nas regiões vizinhas.

Também é de interesse do pesquisador conhecer os padrões de associação local, já que, algumas vezes, uma indicação de ausência de autocorrelação global pode ocultar padrões de associação local. Assim, uma estatística global pode não refletir a realidade caso haja a presença de *clusters* (dados concentrados em pequenas regiões). As estatísticas locais mais usadas na literatura são G_i e I_i locais.

A estatística G_i proposta, pioneiramente, por Getis e Ord se propõe a investigar a existência de *clusters* espaciais (GETIS e ORD, 1992 *apud* ALMEIDA, 2009). Esta estatística indica em que medida a observação i está circundada por regiões com altos ou baixos valores para esta mesma variável. Formalmente:

$$G_i = \frac{\sum_j w_{ij} y_j}{\sum_j y_j} \quad (3.48)$$

Há duas maneiras de calcular esta estatística: uma que não considera a observação i no cômputo do denominador (G_i) e outra que considera i para o cálculo do somatório do denominador (G_i^*). Um ponto importante a ser focado é que este indicador local não consegue capturar a autocorrelação espacial negativa. Esta estatística é avaliada pelo valor da normal padronizada Z . Um valor significativo e positivo sugere que há uma concentração espacial de dados com altos valores relativos à variável de interesse (*hot spot* ou Alto-Alto, AA). Já um valor significativo baixo indica concentração de dados com baixos valores relativos à variável de interesse (*cold spot* ou Baixo-Baixo, BB).

Segundo Anselin (1995), outro indicador de padrões de associação local é o chamado *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) que é qualquer estatística que satisfaz dois critérios: um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de cluster espacial significativo estatisticamente de valores similares em torno da observação e, além disso, o somatório dos LISAs deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. O I de Moran local é um indicador LISA e, para uma variável padronizada, z_i , pode ser expresso como:

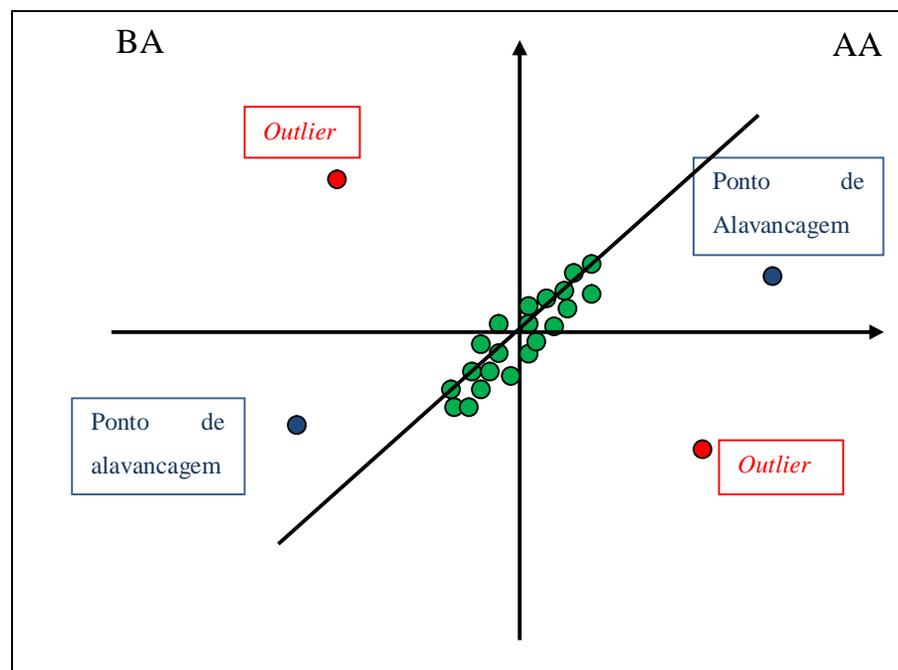
$$I_i = z_i W z_i \quad (3.49)$$

em que $W z_i$ é a defasagem espacial da variável z_i .

Para cada observação é computado um valor de I_i . Assim, uma maneira mais fácil de visualizar os resultados, dado o grande número de valores de I_i , é a utilização do mapa de significância LISA e do mapa de clusters LISA. O mapa de significância LISA representa apenas as observações que foram consideradas significativas, classificadas de acordo com seu valor de probabilidade. Já o mapa de cluster indica a localização das observações significativas de acordo com os quatro padrões espaciais: Alto-Alto (AA), Alto-Baixo (AB), Baixo-Alto (BA) e Baixo-Baixo (BB).

Os *outliers* globais são observações que fogem muito ao restante das observações tanto para cima quanto para baixo. Estes *outliers* podem ser detectados através do *box plot* ou do cartograma (um mapa em que as regiões são representadas por círculos proporcionais ao valor da variável de interesse na análise). Ademais, pode-se também identificar os *outliers* e os pontos de alavancagem através do diagrama de dispersão de Moran (figura 3.4). Este diagrama identifica os quatro tipos de associações espaciais (AA, AB, BA, BB), dependendo do quadrante.

Figura 3.4: Diagrama de Dispersão de Moran



Fonte: baseado em Almeida (2009).

Para a análise dos *outliers* espaciais, ou seja, para investigar a existência de observações que não seguem o mesmo processo de dependência espacial que a maioria, é utilizado o recurso chamado *boxmap*, onde são mapeados os quartis e os *outliers* inferiores e os superiores.

Para os cálculos das estatísticas de associação espacial e a identificação de *outliers*, as técnicas acima apresentadas estão implementadas nos *softwares* SpaceStat e GeoDa.

Para análise exploratória de dados espaciais sobre convergência de renda entre os municípios brasileiros, serão aplicadas as técnicas univariadas para a variável dependente relativa às taxas de crescimento e técnicas bivariadas para as variáveis relativas às taxas de crescimento e renda *per capita* inicial.

3.3 Dados em Painel

A opção pelo uso de dados em painel se dá pelo fato deste ser composto por informações de corte cruzado (*cross section*) e por informações de períodos de tempo. Em um painel balanceado, ou seja, onde se possui informações para todos os indivíduos em todos os períodos, é possível corrigir o “problema da variável omitida” (não observadas ou não medidas), sendo estas correlacionadas com as variáveis explicativas. Além disso, o uso de dados em painel fornece um maior número de informações, dada sua dimensão temporal e de corte cruzado, contendo mais variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência dos estimadores.

Entretanto, os modelos de dados em painel também podem apresentar alguns problemas, como a presença de amostras incompletas e a inclusão de erros resultantes da escolha dos dados, o que faz com que a amostra não seja construída de maneira aleatória (MARQUES, 2000). Além disso, pode existir o problema da autosseletividade (amostras truncadas) e ausência de resposta ou atrito (exclusão de indivíduos da amostra em sucessivos períodos).

Um modelo de efeitos não observados pode ser representado da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta X_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad (3.50)$$

onde y_{it} representa a variável dependente do indivíduo (ou região) i no período t , X_{it} representa as variáveis explicativas, c_i indicam os efeitos não observados e ε_{it} corresponde ao termo de erro.

A presença ou não de efeitos não observados é indicada através do Teste de Breusch Pagan, feito através de um multiplicador de Lagrange, cuja hipótese nula é de não existência de efeitos não observados.

O modelo de dados em painel que será utilizado neste trabalho é o de Primeiras Diferenças (FD). Tal método é usado quando a análise é feita para dois períodos, onde os efeitos não observados são eliminados através da transformação de primeiras diferenças (WOOLDRIDGE, 2002), da seguinte forma matemática:

$$\Delta y_{it} = \Delta X_{it}\beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3.51)$$

onde $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$, $\Delta X_{it} = X_{it} - X_{i,t-1}$, $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$ e $\Delta c_i = 0$, uma vez que os efeitos não observados são considerados fixos ao longo do tempo.

O estimador de primeiras diferenças, $\hat{\beta}_{FD}$, é um estimador de *pooled* OLS (mínimos quadrados ordinários) da regressão

$$\Delta y_{it} \text{ em } \Delta x_{it}, \quad t = 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, N \quad (3.52)$$

Para que a consistência do estimador seja garantida é necessário assumir que $E(\Delta X_{it}' \Delta \varepsilon_{it}) = 0$, ou seja, o termo de erro aleatório não pode estar correlacionado com as variáveis explicativas. Esta premissa é chamada condição de exogeneidade.

Além disso, a condição de posto completo diz que

$$\text{rank}(\sum_{t=2}^T E(\Delta x'_{it} \Delta x_{it})) = K \quad (3.53)$$

Na prática, esta condição exclui a possibilidade de variáveis explicativas constantes no tempo e de perfeita colinearidade entre as variáveis (WOOLDRIDGE, 2002).

Wooldridge (2002) também destaca mais uma premissa que diz, matematicamente, que:

$$E(e_i e_i' | x_{i1}, \dots, x_{iT}, c_i) = \sigma_e^2 I_{T-1} \quad (3.54)$$

onde e_i é um vetor $(T-1) \times 1$ contendo e_{it} , $t = 2, \dots, T$.

Sob esta última premissa e sob a premissa de exogeneidade, o estimador de FD é o mais eficiente na classe dos estimadores que utilizam a premissa da exogeneidade.

Caso esta última premissa seja violada, é comum que seja computada a matriz de variância robusta. O estimador aplicado nesta situação é

$$\widehat{Avar}\hat{\beta}_{FD} = (\Delta X' \Delta X)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \Delta X'_i \hat{e}_i \hat{e}'_i \Delta X_i \right) (\Delta X' \Delta X)^{-1} \quad (3.55)$$

onde ΔX representa a matriz $N(T-1) \times K$ de primeiras diferenças empilhadas de x_{it} .

Um dos problemas da metodologia de dados em painel é que, quando usada para dados regionais, ela não controla os efeitos espaciais (heterogeneidade e dependência espaciais). Para considerar tais efeitos, esse trabalho lança mão do arcabouço econométrico-espacial que será apresentado nas seções seguintes.

3.4 Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG)

3.4.1 Modelo de RPG

Para tratar a heterogeneidade espacial, o presente trabalho faz uso da metodologia de Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG) desenvolvida por Fotherighan, Bruns e Charlton. Tal metodologia se baseia na análise de regressão tradicional, entretanto estima coeficientes locais para cada região (FOTHERIGAN *et al.*, 2002).

O modelo de RPG estima uma equação para cada localidade, usando sub-amostras dos dados. As regiões que fazem parte destas sub-amostras são escolhidas de acordo com as suas distâncias em relação ao local para o qual está sendo calculada a regressão (FOTHERIGAN *et al.*, 2000). Este modelo propõe a estimação de uma regressão para cada região e, além disso, assim como a Lei de Tobler, admite que dados mais próximos exerçam maior influência do que dados relativos às áreas mais distantes. Dessa forma, o modelo RPG propõe a seguinte equação:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (3.56)$$

onde (u_i, v_i) indica as coordenadas do ponto i no espaço, $\beta_k(u_i, v_i)$ é uma função contínua no ponto i e x_{ik} são as variáveis explicativas de cada região i , sendo k igual ao número de variáveis independentes para cada região.

O estimador de RPG é baseado no método de mínimos quadrados ordinários e é calculado da seguinte forma:

$$\beta(u_i, v_i) = (X'W(u_i, v_i)X)^{-1}X'W(u_i, v_i)y \quad (3.57)$$

onde W é uma matriz de ponderação fixa ou adaptativa, em que w_{ij} indicam os pesos baseados na distância entre a observação no ponto i e as demais observações da sub-amostra selecionada pela função do *kernel* espacial.

A estimação de $\beta(u_i, v_i)$, feita por mínimos quadrados ponderados, tem os seus pesos modificados sob influência da proximidade com o ponto de regressão i . Esta ponderação é feita pela função *kernel* espacial. Almeida (2007) aponta a largura da banda como um ponto importante desse método, sendo que essa largura pode ser constante (constituindo um *kernel* espacial fixo) e adaptativa. O *kernel* adaptativo, que será o método utilizado neste trabalho, possui uma vantagem sobre o fixo: a largura da sua banda se adapta ao número de observações em torno do ponto a ser observado, obtendo estimações mais eficientes e menos enviesadas. A figura 3.5 abaixo apresenta o *kernel* espacial adaptativo:

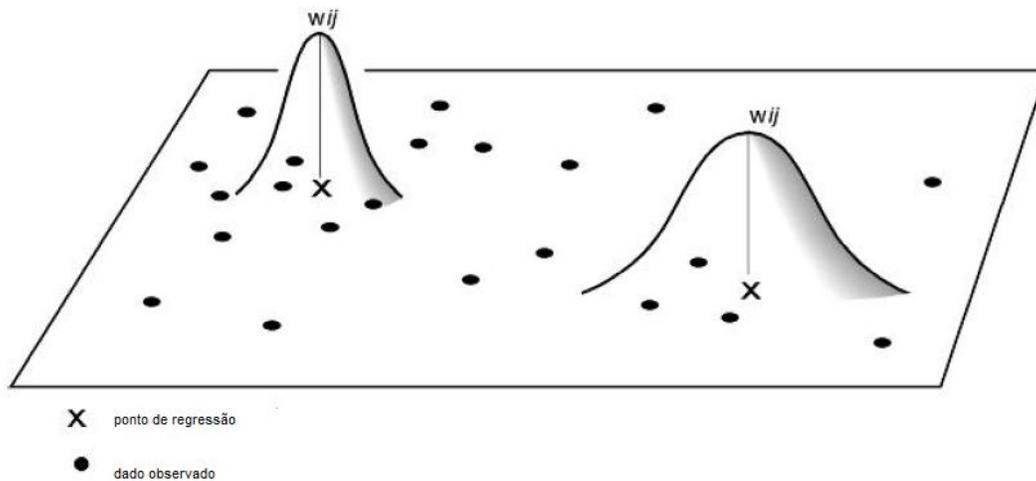
A figura (3.5) mostra que nas áreas onde as observações são mais escassas, o *kernel* se expande, ao passo que, quando as observações são mais abundantes o *kernel* se encolhe.

Uma possível função de ponderação adaptativa é a função bi-quadrada, definida como:

$$w_{ij} = \begin{cases} [1 - (d_{ij}/b)^2]^2 & \text{se } d_{ij} < d \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3.58)$$

onde d é a distância crítica e b é a largura da banda.

Na equação acima (3.58), os pesos decaem até a distância crítica d e a partir deste ponto não contribuem mais para a definição dos coeficientes locais. A largura da banda b é definida de maneira que haja o mesmo número de observações em torno de cada ponto de regressão (ALMEIDA, 2009).

Figura 3.5: *Kernel Adaptativo*

Fonte: baseado em Fotheringham *et al.* (2002).

A metodologia até aqui representada busca tratar a heterogeneidade espacial, dada pelas diferenças dos coeficientes entre as regiões. Na tentativa de controlar a dependência espacial, o presente trabalho se propõe a construir modelos locais de defasagem espacial (SAR), de erro autorregressivo (SEM), de defasagem com erro autorregressivo (SAC), o regressivo cruzado espacial (SLX), o de Durbin Espacial (SDM), bem como o modelo de Durbin com erro autorregressivo (SDEM).

3.4.2 Modelo RPG com Dependência Espacial

A dependência espacial pode ser considerada tanto de forma global quanto local. O RPG possibilita modelar a dependência local na sua forma extrema. Quando o crescimento de uma região é influenciado pelo crescimento de regiões próximas, é interessante incorporar no modelo a variável dependente defasada espacialmente, da seguinte forma:

$$y_i = \alpha(u_i, v_i) + \rho(u_i, v_i)Wy_i + \sum_k \beta_k(u_i, v_i)X_{ik} + \varepsilon_i \quad (3.59)$$

onde Wy é a variável dependente defasada espacialmente através de uma matriz de pesos espaciais que será definida mais a frente e ρ define o grau de autocorrelação espacial. Esse modelo é chamado modelo de Defasagem Espacial (SAR). Cabe salientar que para expurgar a endogeneidade da variável Wy em relação à y , o modelo é estimado por variáveis instrumentais, tendo como instrumentos as variáveis WX . Em outras palavras, estima-se uma

regressão auxiliar de Wy contra as variáveis explicativas, X , e contra as suas defasagens espaciais, WX . Depois, utiliza-se o valor predito de Wy na regressão 3.59.

Almeida (2007) desenvolve mais dois métodos econométricos-espaciais locais: o SEM local que visa modelar a interação ocorrida através dos efeitos não-modelados e o SLX local que tem como objetivo de investigar os transbordamentos existentes nas variáveis explicativas do modelo. Tais modelos são representados, respectivamente, da seguinte forma:

$$y_i = \alpha(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda(u_i, v_i) W\varepsilon + \xi \quad (3.60)$$

e

$$y_i = \alpha(u_i, v_i) + \sum_k \tau_k W X_{ik} + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \varepsilon_i \quad (3.61)$$

Além disso, serão construídos modelos SDM e SDEM locais. O SDM incorpora a idéia do transbordamento por meio da defasagem das variáveis explicativas (WX) e também inclui variável endógena defasada (Wy). Este modelo pode ser representado matematicamente da seguinte forma:

$$y_i = \alpha(u_i, v_i) + \rho(u_i, v_i) Wy_i + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \sum_k \tau_k W X_{ik} + \varepsilon_i \quad (3.62)$$

De maneira semelhante ao modelo SAR, para expurgar a endogeneidade existente entre Wy e y , o modelo SDM é estimado pelo método de variáveis instrumentais. Assim, as variáveis contidas na matriz WX são usadas como instrumentos para as próprias variáveis WX e para instrumentalizar Wy são utilizadas as defasagens espaciais das defasagens espaciais de X , ou seja, WWX (ALMEIDA, 2009).

Já o modelo SDEM local, além de incluir as defasagens das variáveis explicativas (WX), também considera que o erro espacial segue um processo de média móvel de primeira ordem, sendo o modelo especificado da seguinte forma:

$$y_i = \alpha(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \sum_k \tau_k W X_{ik} + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = \lambda(u_i, v_i) W\varepsilon + \xi \quad (3.63)$$

Por fim, cabe salientar que os modelos SEM e SDEM são estimados por meio do método de Kelejian e Prucha (1999 *apud* ALMEIDA, 2009), que, para se garantir a

consistência desses estimadores, não necessita que erros sejam normais. Segundo Almeida (2009), o estimador de Kelejian e Prucha é obtido através do seguinte procedimento:

- i) Estima-se o modelo (3.63) por MQO para se obter as estimativas de β e λ .
- ii) Obtêm-se os resíduos da estimação do modelo da seguinte forma:

$$\hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta} \quad (3.64)$$

- iii) Com a adoção de um procedimento *à la* Cochrane-Orcutt, transformam-se as variáveis do modelo por intermédio da filtragem espacial, do seguinte modo: $y^* = y - \lambda W y$ e $X^* = X - \lambda W X$, onde y^* e X^* indicam as variáveis filtradas.

Dessa forma, este trabalho tentará eliminar: a heterogeneidade não observada através do método de Primeiras Diferenças, a heterogeneidade espacial extrema com o auxílio do RPG e, por fim, a autocorrelação espacial com o auxílio dos modelos locais SAR, SEM, SLX, SDM e SDEM.

3.5 Modelo Empírico

Nessa seção são apresentadas as variáveis e a especificação empírica utilizado no desenvolvimento desse trabalho.

3.5.1 Descrição das variáveis

A análise do presente trabalho concerne a 5507 municípios brasileiros para o período entre 1999 e 2005 e também a 3659 áreas mínimas comparáveis (AMCs). A análise referente às AMCs terá como variáveis somente a variável dependente “taxa de crescimento do PIB *per capita*” e a variável explicativa “PIB *per capita* inicial”. Já a análise relativa aos municípios contará com essas duas variáveis e outras sete variáveis de interesse, sendo elas: “capital humano”, “despesas de capital”, “despesas correntes”, “carga tributária total”, “*gap* de

produtividade”, “fundo de participação municipal” e “royalties de petróleo”. *A priori*, será apresentada variável dependente e, em seguida, serão descritas as variáveis explicativas.

Variável dependente ($CRES_{it}$): A variável dependente em estudo é a taxa de crescimento da renda *per capita* para os municípios brasileiros. Para a construção dessa variável foram utilizados dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), referentes ao PIB municipal e às estimativas de população residente em cada município. A construção da variável é feita da seguinte forma: $CRES_{it} = \ln (PIB_{it}/PIB_{it-1})$.

Variáveis explicativas: As variáveis explicativas correspondem ao PIB *per capita* inicial, ao capital humano, às despesas de capital e corrente, à carga tributária (especificamente, IPTU, ISS e outros impostos), às cotas do Fundo de Participação Municipal, ao *gap* de produtividade e aos *royalties* de petróleo recebidos.

1) PIB *per capita* inicial ($PIBi$): O nível de renda *per capita* inicial é representado pela variável logaritmo natural do PIB *per capita* municipal corrigido a preços de 2000, obtidos da base de dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE. O nível de renda *per capita* inicial é incluído para testar a hipótese de convergência de renda, ou seja, de que quanto maior a renda inicial da região, menor a sua taxa de crescimento. Além disso, por intermédio da interpretação de seu coeficiente será possível avaliar a velocidade da convergência e a meia-vida.

2) Capital Humano (CH): Para a construção desta variável, foi utilizado o logaritmo natural da razão entre o número de pessoas com, no mínimo, ensino médio completo que estão no mercado formal sobre a população estimada. Os dados referentes ao mercado de trabalho formal foram retirados da base de dados RAIS, fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego, ao passo que os relativos à população estimada foram retirados do IBGE. O objetivo da inclusão desta variável é verificar a influência da escolaridade sobre a taxa de crescimento dos municípios, dado que vários autores, como Lucas (1988), enfatizam a existência de externalidades positivas geradas pelo capital humano.

Rocha e Giubert (2005) analisam os impactos da composição dos gastos públicos sobre o crescimento, encontrando resultados distintos para cada tipo de despesa. Assim, na tentativa de se avaliar quais dos componentes dos gastos públicos afetam o crescimento, são incluídas nos modelos as seguintes variáveis: **3) Despesas de Capital (DCA)**, que é dada pelo logaritmo natural da razão entre a despesa de capital e o PIB de cada município. São usados

os dados relativos às despesas de capital⁹ municipal **4) Despesas Correntes (DCO)**: que se constitui do logaritmo natural da razão entre as despesas correntes¹⁰ e o PIB. Ambas têm como fonte a Secretaria do Tesouro Nacional.

5) Carga tributária total (CTT): Diversos estudos analisam a influência da carga tributária sobre o crescimento econômico. Rebelo (1991) argumenta que as políticas governamentais podem ter uma ação negativa sobre o crescimento econômico, já que afetam o retorno de capital. Assim, nessa dissertação, inclui-se a variável referente à carga tributária total, formada pelos Imposto Territorial e Predial Urbano (IPTU), Imposto Sobre Serviços (ISS) e outros impostos que dizem respeito aos restante dos impostos recebidos pelos municípios, como o Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI). A fonte desses dados é a Secretaria do Tesouro Nacional e a variável utilizada é o logaritmo natural da razão carga tributária total/*PIB*.

6) Fundo de Participação Municipal (FPM): É dado pelo logaritmo natural da razão entre as cotas do Fundo e o número de habitantes do município. Os dados referentes às cotas são retirados da base de dados da Secretaria do Tesouro Nacional. Tal variável busca avaliar se essa política contribui para a redução das desigualdades de renda entre os municípios.

7) Gap de produtividade (GAP): Para a construção desta variável, foi construída *a priori* a variável de produtividade (*PROD*), sendo ela a razão “PIB industrial municipal em relação ao total de horas trabalhadas na indústria”. O setor industrial foi escolhido por ser o centro irradiador de inovações no sistema econômico. O *gap* indica a distância entre a produtividade de cada município em relação a maior produtividade. Assim, a variável GAP é representada matematicamente por:

$$GAP = 1 - \frac{PROD_i}{PROD_m} \quad (3.65)$$

⁹ Engloba as dotações para o planejamento e a execução de obras, inclusive as destinadas à aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, bem como para os programas especiais de trabalho, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro. Enquadram-se nessa conta as despesas com equipamentos e instalações, dentre outras.

¹⁰ Destina-se ao registro do valor de todas as operações destinadas à manutenção e funcionamento de serviços públicos, bem como as relacionadas com obras de conservação, adaptação e manutenção de bens móveis e imóveis, tais como pagamento de pessoal, aquisição de material de consumo, pagamento de serviços prestados por terceiros, operação de escolas e de centros de saúde, dentre outras.

onde $PROD_i$ é a produtividade do município i e $PROD_m$ é a produtividade do município de maior produtividade.

Os dados relativos ao PIB foram retirados da base de dados do IBGE e o total de horas trabalhadas da base de dados RAIS. O objetivo desta variável é avaliar o impacto da distância de produtividade em relação ao estado de maior produtividade sobre o crescimento econômico.

Quadro 3.1: Resumo das principais características das variáveis dependente e explicativas

	Variável	Descrição	Sinal Esperado	Referência	Fonte
Variável Dependente	$Cres$	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i>			IBGE
Variável Explicativa	$PIBi_{t-1}$	Renda <i>per capita</i> inicial	-	Solow (1956)	IBGE
Variável Explicativa	CH_{it}	Nível de capital humano	+	Lucas (1988) e Mankiw <i>et al</i> (1992)	RAIS
Variável Explicativa	DCA_{it}	Despesa de Capital	+	Rocha e Giubert (2005)	Secretaria do Tesouro Nacional
Variável Explicativa	DCO_{it}	Despesas Correntes	-	Rocha e Giubert (2005)	Secretaria do Tesouro Nacional
Variável Explicativa	CTT_{it}	Carga Tributária Total	-	Rebelo (1991)	Secretaria do Tesouro Nacional
Variável Explicativa	FPM_{it}	Fundo de Participação Municipal	+	Barreto (2007); Maranduba (2007)	Secretaria do Tesouro Nacional
Variável Explicativa	GAP_{it}	GAP da produtividade			IBGE e RAIS
Variável Explicativa	ROY_{it}	Volume de <i>royalties</i> recebidos	-	Postali (2007)	InfoRoyalties, a partir de dados da ANP e FGV

Fonte: elaboração própria.

8) Royalties (ROY): Essa variável diz respeito ao volume de *royalties* recebido por um município e busca analisar o impacto do volume de *royalties* sobre o crescimento econômico. Postali (2007) analisa essa relação e encontra um efeito negativo do volume de *royalties* transferidos aos municípios sobre as suas taxas de crescimento. A variável utilizada é dada pelo logaritmo natural da razão de volumes de *royalties* recebidos/PIB. Os dados referentes

aos *royalties* possuem como fonte a Agência Nacional do Petróleo (ANP) e da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

O quadro 3.1 apresenta um resumo das variáveis utilizadas neste trabalho e suas principais características.

3.5.2 Especificação Empírica

Para a construção do modelo empírico baseado no modelo de Solow espacialmente ampliado sem a consideração de efeitos espaciais, utiliza-se a seguinte especificação:

$$CRES_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_{it-1} + \beta_2 CH_{it-1} + \beta_3 GAP_{it-1} + \beta_4 FPM_{it-1} + \beta_5 DCA_{it-1} + \beta_6 DCO_{it-1} + \beta_7 CTT_{it-1} + \beta_8 ROY_{it-1} + c_i + \varepsilon_{it} \quad (3.66)$$

onde $CRES_{it}$ é a variável dependente “taxa de crescimento da renda *per capita*”, PIB_{it} corresponde à renda inicial do município i no período t , CH_{it} ao capital humano da região i no período t , GAP_{it} corresponde ao *gap* de produtividade da região i no período t , FPM_{it} ao fundo de participação municipal da região i no período t , DCA_{it} às despesas de capital da região i no período t , DCO_{it} às despesas correntes i no período t , CTT_{it} à carga tributária total na região i no período t , e ROY_{it} ao volume de *royalties* recebidos pela região i no período t , c_i corresponde aos efeitos não-observáveis da região i , ε_{it} aos componentes de erros aleatórios da região i no período t e β_k corresponde aos coeficientes das k variáveis explicativas.

Em relação aos modelos que consideram os efeitos espaciais, os modelos locais que serão utilizados neste trabalho serão o SAR, o SEM, o SLX, SDM e o SDEM.

O modelo de defasagem espacial (SAR) local é representado pela seguinte equação (3.67):

$$CRES_{it} = \beta_0 + \rho WCRES_i + \beta_1 PIB_{it-1} + \beta_2 CH_{it-1} + \beta_3 GAP_{it-1} + \beta_4 FPM_{it-1} + \beta_5 DCA_{it-1} + \beta_6 DCO_{it-1} + \beta_7 CTT_{it-1} + \beta_8 ROY_{it-1} + c_i + \varepsilon_{it} \quad (3.67)$$

onde $WCRES_{it}$ é a variável relativa à taxa de crescimento defasada espacialmente, ρ define o grau de autocorrelação espacial.

Já o modelo local de erro espacial (SEM) e o modelo local regressivo cruzado (SLX) são representados, respectivamente pelas equações (3.68) e (3.69):

$$\begin{aligned}
 CRES_{it} &= \beta_0 + \beta_1 PIB_{it-1} + \beta_2 CH_{it-1} + \beta_3 GAP_{it-1} + \beta_4 FPM_{it-1} + \beta_5 DCA_{it-1} + \\
 &\beta_6 DCO_{it-1} + \beta_7 CTT_{it-1} + \beta_8 ROY_{it-1} + c_i + \varepsilon_{it} \\
 \varepsilon &= \lambda(u_i, v_i)W\varepsilon + \xi
 \end{aligned} \tag{3.68}$$

e

$$\begin{aligned}
 CRES_{it} &= \beta_0 + \beta_1 PIB_{it-1} + \beta_2 CH_{it-1} + \beta_3 GAP_{it-1} + \beta_4 FPM_{it-1} + \beta_5 DCA_{it-1} + \\
 &\beta_6 DCO_{it-1} + \beta_7 CTT_{it-1} + \beta_8 ROY_{it-1} + c_i + \varepsilon_{it} + \sum_k \tau_k WX_{ik} + c_i + \\
 &\varepsilon_{it}, \text{ onde } X \text{ representa a matriz de variáveis explicativas}
 \end{aligned} \tag{3.69}$$

O modelo SEM local busca modelar a interação ocorrida através dos efeitos não-modelados, ou seja, do erro aleatório, já o SLX local tem como objetivo de investigar os transbordamentos existentes nas variáveis explicativas (renda *per capita* inicial, capital humano, nível de investimento, carga tributária, fundo de participação municipal, meio industrial e somatório das taxas de depreciação e de crescimento da população e da poupança).

Por fim, os modelos SDM e SDEM locais são especificados empiricamente como se segue nas equações (3.70) e (3.71):

$$\begin{aligned}
 CRES_{it} &= \beta_0 + \rho WCRES_{it} + \beta_1 PIB_{it-1} + \beta_2 CH_{it-1} + \beta_3 GAP_{it-1} \\
 &+ \beta_4 FPM_{it-1} + \beta_5 DCA_{it-1} + \beta_6 DCO_{it-1} + \beta_7 CTT_{it-1} \\
 &+ \beta_8 ROY_{it-1} + c_i + \varepsilon_{it} + \sum_k \tau_k WX_{ik} + c_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{3.70}$$

e

$$\begin{aligned}
 CRES_{it} &= \beta_0 + \beta_1 PIB_{it-1} + \beta_2 CH_{it-1} + \beta_3 GAP_{it-1} + \beta_4 FPM_{it-1} + \beta_5 DCA_{it-1} + \\
 &\beta_6 DCO_{it-1} + \beta_7 CTT_{it-1} + \beta_8 ROY_{it-1} + c_i + \varepsilon_{it} + \sum_k \tau_k WX_{ik} + c_i + \varepsilon_{it} \\
 \varepsilon_i &= \lambda(u_i, v_i)W\varepsilon + \xi
 \end{aligned} \tag{3.71}$$

A seguir, no capítulo 4, é efetuada a análise exploratória dos dados.

4 Análise Exploratória dos Dados Espaciais

4.1 Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) das Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs)

A AEDE é realizada em relação à variável dependente (taxa de crescimento – *CRES*) para os seguintes períodos: 1980/1996, 1996/2007 e 1980/2007. *A priori*, a tabela 4.1 apresenta uma análise descritiva das variáveis.

Tabela 4.1: Análise Descritiva das Variáveis referentes às AMCs

Variável	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Nº de obs.
CRES	0.230	0.236	0.567	-3.282	3.914	7318
PIB _i	3.312	2.502	6.400	0.046	455.915	7318

Fonte: elaboração própria.

Obs.: i) CRES refere-se à variável taxa de crescimento e PIB_i à variável PIB *per capita* inicial.

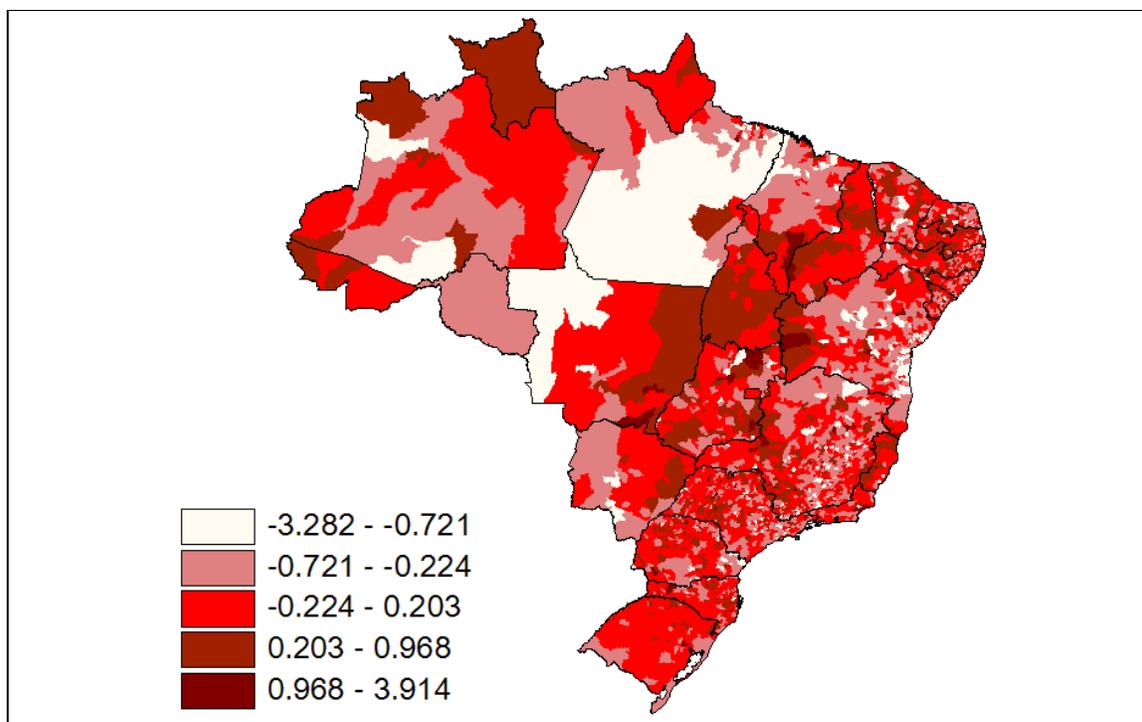
Em relação à variável CRES, observa-se que a média e mediana são representadas por valores bem próximos. Já a variável PIB_i apresenta uma média (igual a 3,31) bem maior que a mediana (igual a 2,5), indicando uma desigualdade de renda entre as áreas mínimas comparáveis. Comparando as duas variáveis, é possível perceber que a taxa de crescimento (CRES) apresenta uma variação bem menor, com um desvio-padrão (DP) de 0,57, ao passo que a variável PIB *per capita* apresenta um DP igual a 6,4.

Para que seja feita a análise exploratória dos dados espaciais, é necessário que se escolha a matriz de pesos que capte a maior autocorrelação espacial. Para que essa escolha seja menos arbitrária, utiliza-se o procedimento de Baumont (2004), que determina que a matriz a ser usada seja a que compute a maior estatística *I* de Moran. Dessa forma, são testadas as matrizes de pesos espaciais: rainha (*queen*), torre (*rook*) e de *k* vizinhos mais próximos, sendo $k = (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 15, 18 \text{ e } 20)$. Através do procedimento, identifica-se a matriz de um vizinho mais próximo (K1) como o que mais capta a dependência espacial para os três períodos.

4.1.1 Análise da distribuição espacial das taxas de crescimento da renda *per capita* no das AMCs

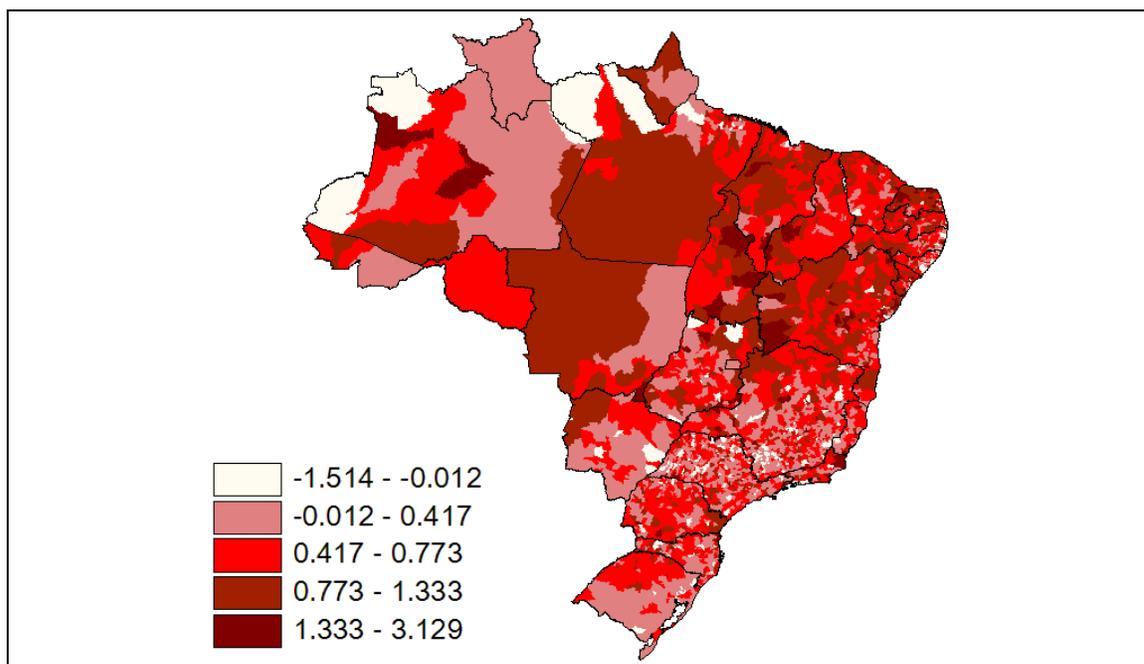
As figuras 4.1 e 4.2 apresentam as taxas de crescimento nos períodos 1980/1996 e 1996/2007. Observa-se, primeiramente, que a variação das taxas de crescimento é muito maior no primeiro período (80/96). Enquanto em 1980/1996 a taxa de crescimento mais baixa registrada é igual -3,282, em 1996/2007 é igual -1,514. O mesmo comportamento pode ser observado nas maiores taxas: enquanto em 80/96 essa é igual a 3,914, no ano 96/07 ela é igual a 3,129.

Figura 4.1 Mapa quantílico das taxas de crescimento do período 1980/1996



Fonte: elaboração própria.

Figura 4.2 Mapa quantílico das taxas de crescimento do período 1996/2007

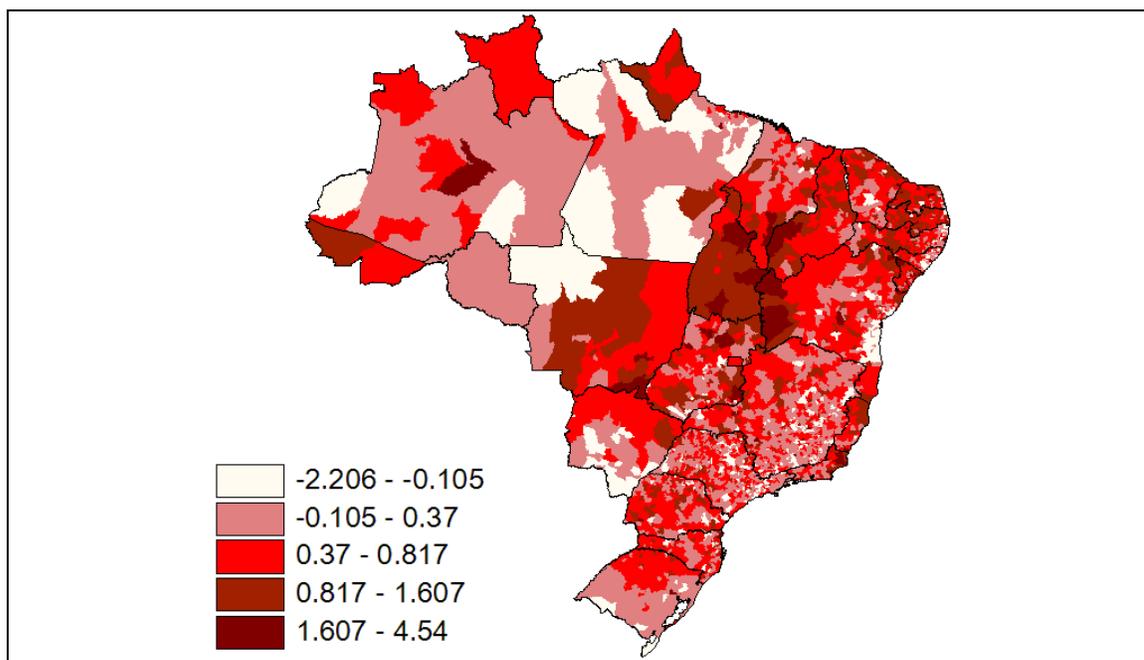


Fonte: elaboração própria.

Observa-se também que em 1980/1996 há mais municípios com taxas mais baixas de crescimento (representados pela cor mais clara), principalmente nos estados Pará (PA) e Mato Grosso (MT). Já em 1996/2007, esses estados, PA e MT, passam a apresentar taxas de crescimento maiores. A região nordeste também apresenta uma melhora nas suas taxas de crescimento, uma vez que, em 80/96, grande parte dos seus municípios apresenta taxas entre -0,721 e 0,203 e no período 96/07, a maioria apresenta taxas entre 0,417 e 1,333. Essa mudança de padrão é explicada pela maior industrialização e maior interiorização da economia brasileira ao longo desses 27 anos.

Na figura 4.3, nota-se que as áreas mínimas comparáveis que, no geral, os municípios da região norte apresentam as menores taxas de crescimento, principalmente no estado do Pará (PA). Já a região Centro-Oeste, apresenta, em sua maioria, municípios com altas taxas, com destaque para o estado de Tocantins (TO), cujas taxas variam de 0,37 a 4,54.

Figura 4.3: Mapa quantílico das taxas de crescimento do período 1980/2007



Fonte: elaboração própria.

4.1.2 Análise da autocorrelação espacial global

Nessa seção será analisada a autocorrelação espacial global das taxas de crescimento econômico dos municípios em relação às taxas de crescimento dos municípios vizinhos e também da variável dependente (*CRES*) com a variável explicativa *PIBi* (renda *per capita* inicial).

4.1.2.1 Análise da autocorrelação espacial das taxas de crescimento da renda *per capita* das AMCs

A fim de detectar a existência da autocorrelação são calculadas as estatísticas *I* de Moran para os três períodos em análise. A tabela 4.2 apresenta os resultados dessa estatística.

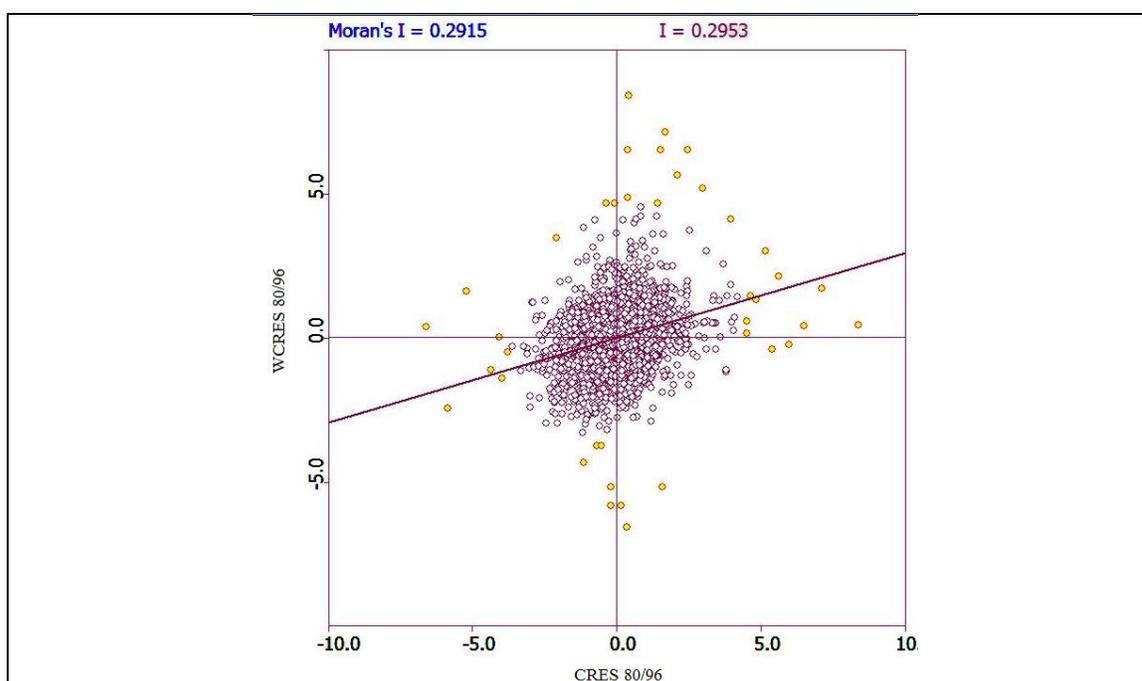
Tabela 4.2: Estatísticas I de Moran referentes à matriz “K1”

Variável	I de Moran
Cres 80/96	0.291***
Cres 96/07	0.288***
Cres 80/07	0.352***

Fonte: elaboração própria.

Obs.: Os símbolos *, ** e *** correspondem, respectivamente, aos níveis 1%, 5% e 10% de significância

Figura 4.4: Diagrama de Dispersão Univariado para o período 1980/1996



Fonte: elaboração própria.

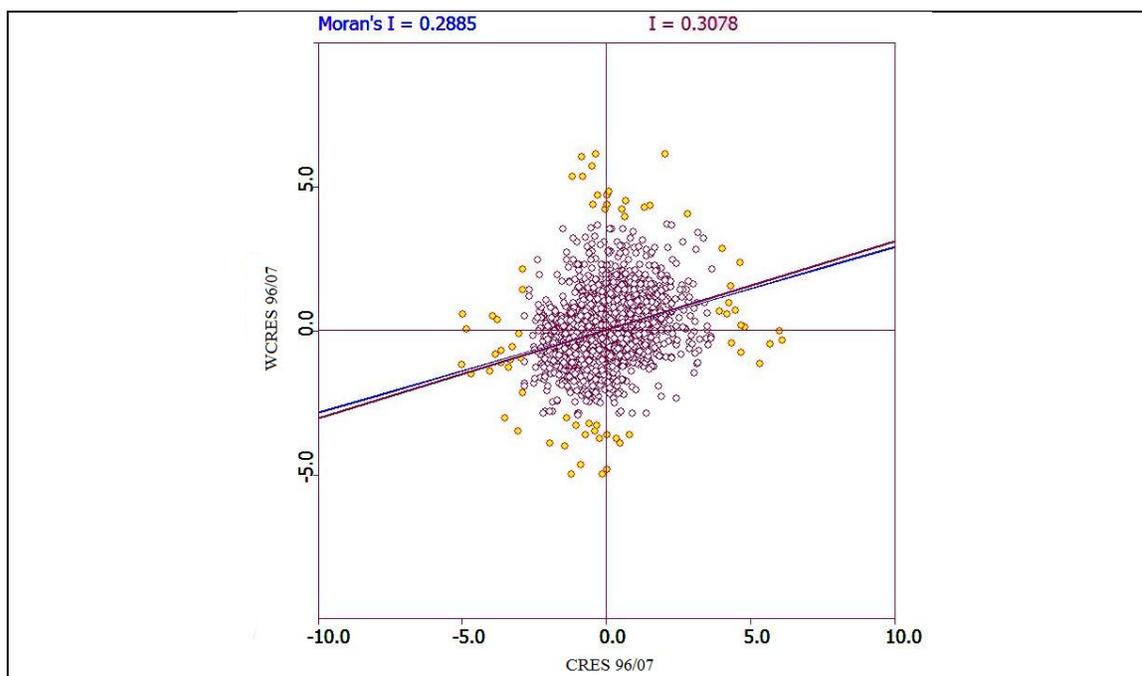
Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos K1. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%. ii) CRES denota a taxa de crescimento de 80/96 e WCRES 80/96 denota a sua defasagem espacial.

A presença de autocorrelação espacial é verificada na forma de concentração espacial em todos os períodos, inclusive nas observações em primeiras diferenças, dados os valores de I significativos e positivos. É importante analisar também que a concentração reduz quando comparadas as estatísticas I para os períodos 1980/1996 e 1996/2007. Esse comportamento é bastante previsível, uma vez que ao longo desses anos a economia brasileira passou por um processo de descentralização das suas atividades econômicas.

Os diagramas de dispersão (figuras 4.4, 4.5 e 4.6) apresentam essas mesmas estatísticas, contudo verificam se a estatística I de Moran é sensível à presença de *outliers* e/ou pontos de alavancagens.

Pelos diagramas de dispersão univariado, pode-se perceber que em todos os períodos as taxas de crescimento econômico dos municípios correlacionadas positivamente com as taxas de crescimento dos municípios vizinhos. Além disso, é importante destacar que, quando os *outliers* e pontos de alavancagem são desconsiderados na análise, é possível se observar uma dependência espacial ainda maior nos dados. As figuras 4.4, 4.5 e 4.6 indicam, respectivamente, que o I de Moran aumenta para 0,2953, 0,3078 e 0,3663.

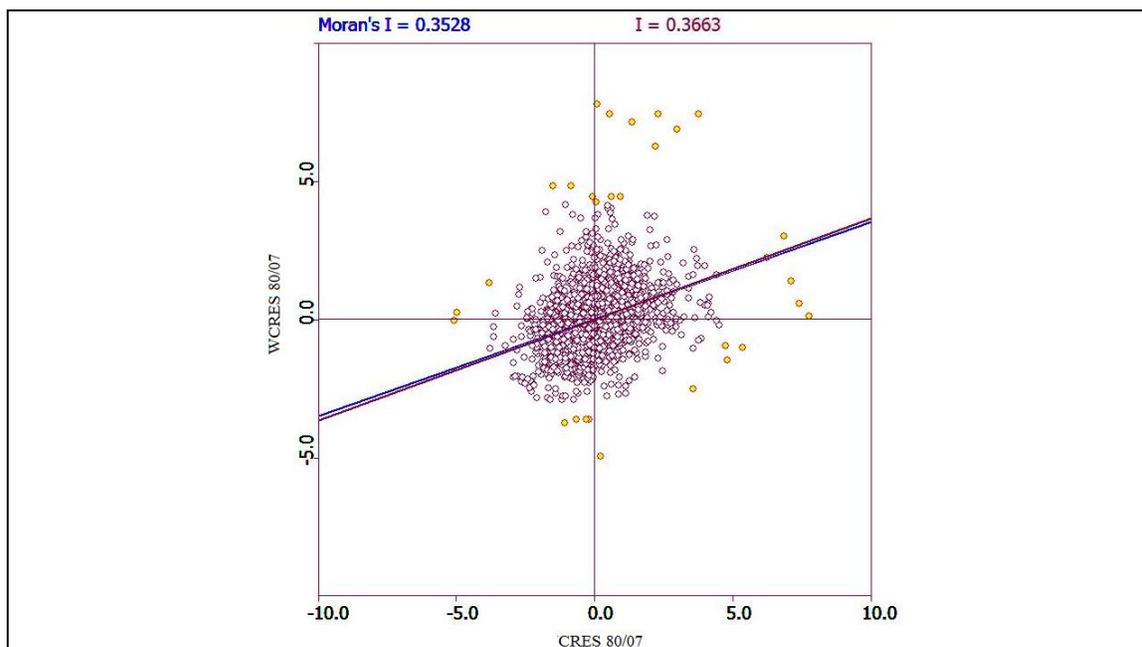
Figura 4.5: Diagrama de Dispersão Univariado para o período 1996/2007



Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos K1. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%. ii) CRES 96/07 denota a taxa de crescimento de 96/07 e WCRES 96/07 denota a sua defasagem espacial.

Figura 4.6: Diagrama de Dispersão Univariado para o período 1980/2007



Fonte: elaboração própria.

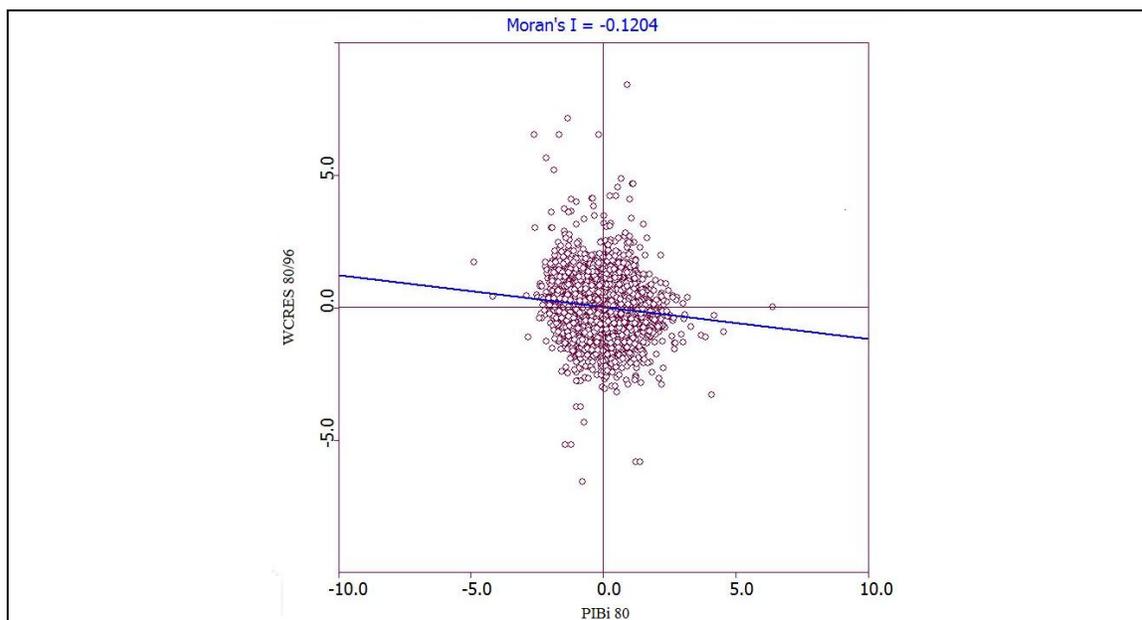
Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos K1. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; ii) CRES 80/07 denota a taxa de crescimento do período 1980/2007 e WCRES 80/07 denota a sua defasagem espacial.

4.1.2.2 Análise da autocorrelação espacial bivariada em relação às taxas de crescimento da renda *per capita* e a renda *per capita* inicial

A análise bivariada permite que se analise a possível relação existente entre duas variáveis. Considerando que o foco principal desse estudo é verificação da hipótese de convergência de renda, torna-se interessante a análise exploratória dos dados referentes às taxas de crescimento econômico e à renda *per capita* inicial (PIB_i).

É interessante observar, que segundo a estatística I de Moran bivariada, nos períodos 1980/1996, 1996/2007 e 1980/2007 (figuras 4.7, 4.8 e 4.9, respectivamente) é negativa, indicando que a relação entre as variáveis taxas de crescimento e PIB *per capita* inicial se comportam como o previsto, sugerindo assim, indícios de um processo de convergência de renda no período. Ademais, quando é considerada a taxa de crescimento no período mais longo (1980/2007), a autocorrelação espacial negativa é ainda mais entre o PIB *per capita* inicial de dada AMC e as taxas de crescimento das AMCs vizinhas.

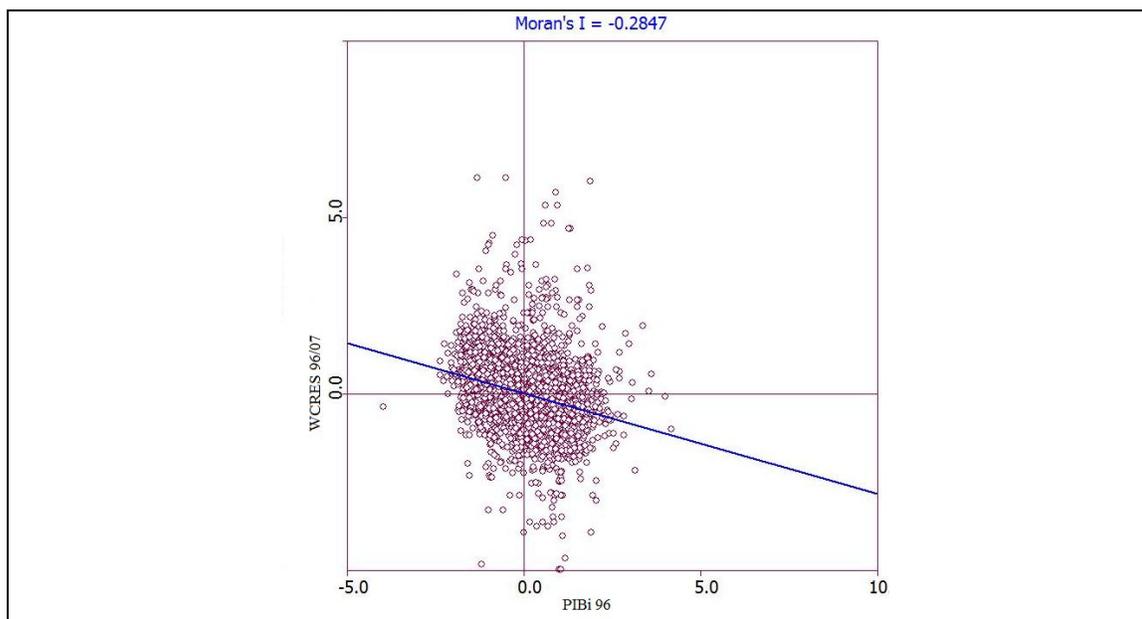
Figura 4.7 Diagrama de Dispersão Bivariado para o período 1980/1996



Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 999 permutações, com matriz de pesos K1. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; ii) WCRES 80/96 denota a defasagem espacial da taxa de crescimento de 1980/1996 e PIBi80 denota o PIB *per capita* inicial de 1980/1996.

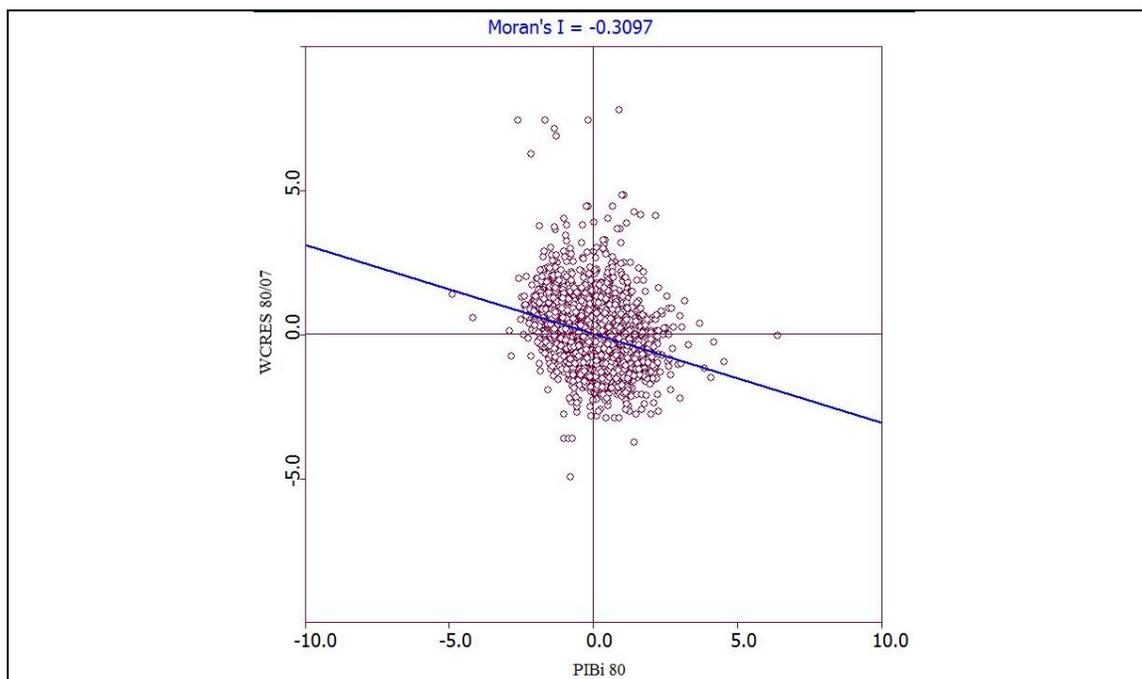
Figura 4.8 Diagrama de Dispersão Bivariado para o período 1996/2007



Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 999 permutações, com matriz de pesos K1. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; ii) W_CRES 96/07 denota a defasagem espacial da taxa de crescimento de 1996/2007 e PIBi 96 denota o PIB *per capita* inicial do período 1996/2007.

Figura 4.9 Diagrama de Dispersão Bivariado para o período 1980/2007



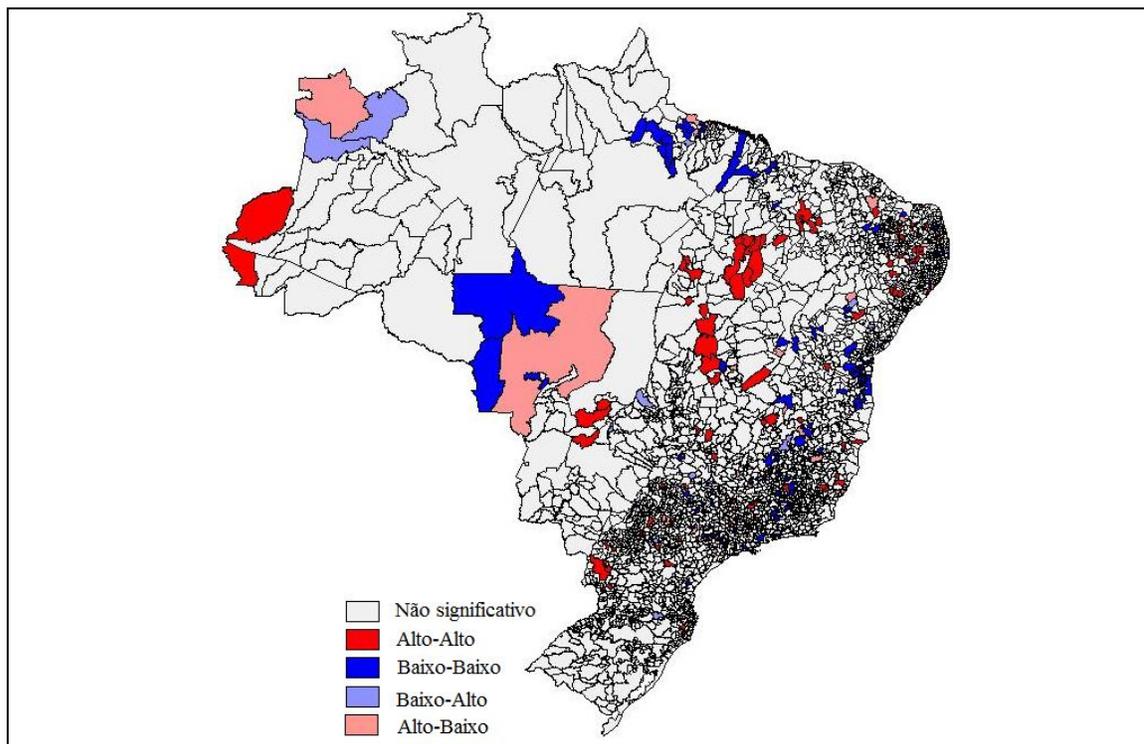
Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos K1. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; ii) WCRES 80/07 denota a defasagem espacial da taxa de crescimento do período 1980/2007 e PIBi 80 denota o PIB *per capita* inicial do período 1980/2007.

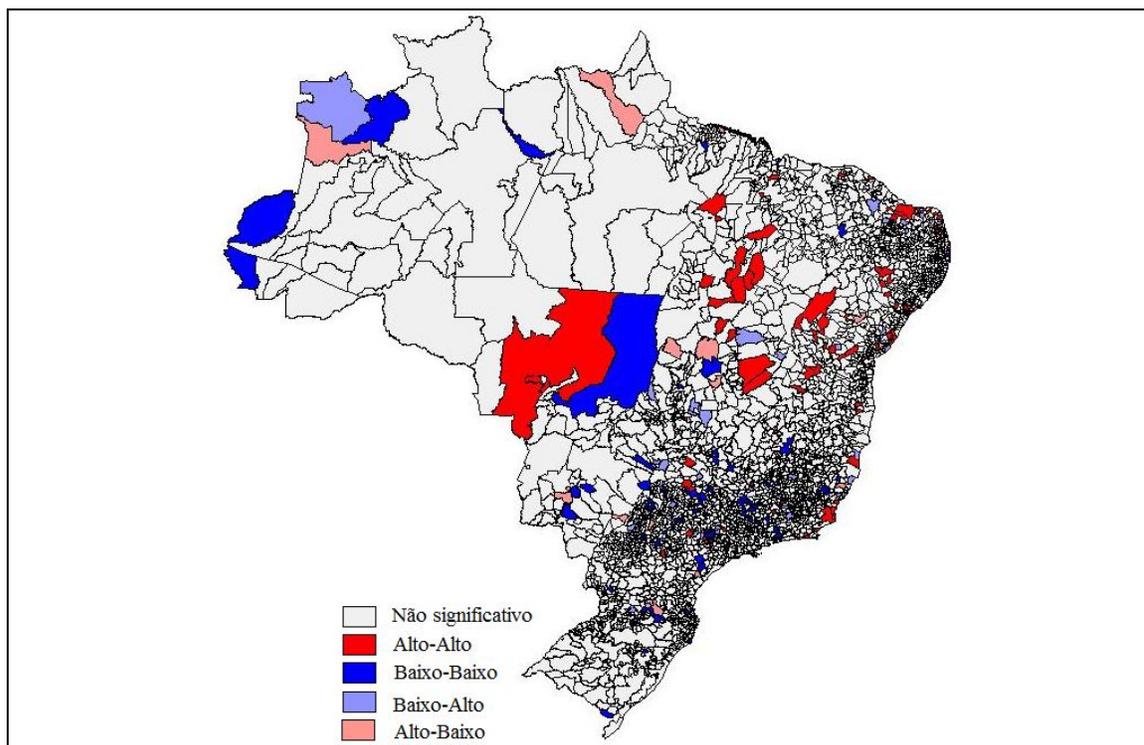
4.1.3 Análise da autocorrelação espacial local

A detecção da autocorrelação local é calculada para a taxa de crescimento econômico por meio da estatística I de Moran local (LISA) e, dado o grande número de informações (uma para cada município), a sua análise torna-se mais fácil caso seja realizada através de mapas. As figuras 4.10, 4.11 e 4.12 apresentam os mapas de *clusters* referentes à estatística I local para os períodos 1980/1996, 1996/2007 e 1980/2007.

Observa-se na figura 4.10 que as AMCs que configuram *clusters* Baixo-Baixo (BB), ou seja, que apresentam taxa de crescimentos baixas, encontram-se na basicamente na região Sudeste, nos estados da Bahia (BA) e do Mato Grosso (MT). Já os *clusters* Alto-Alto (AA), se encontram dispersos no território.

Figura 4.10 Mapa de *Clusters* LISA para o período 1980/1996

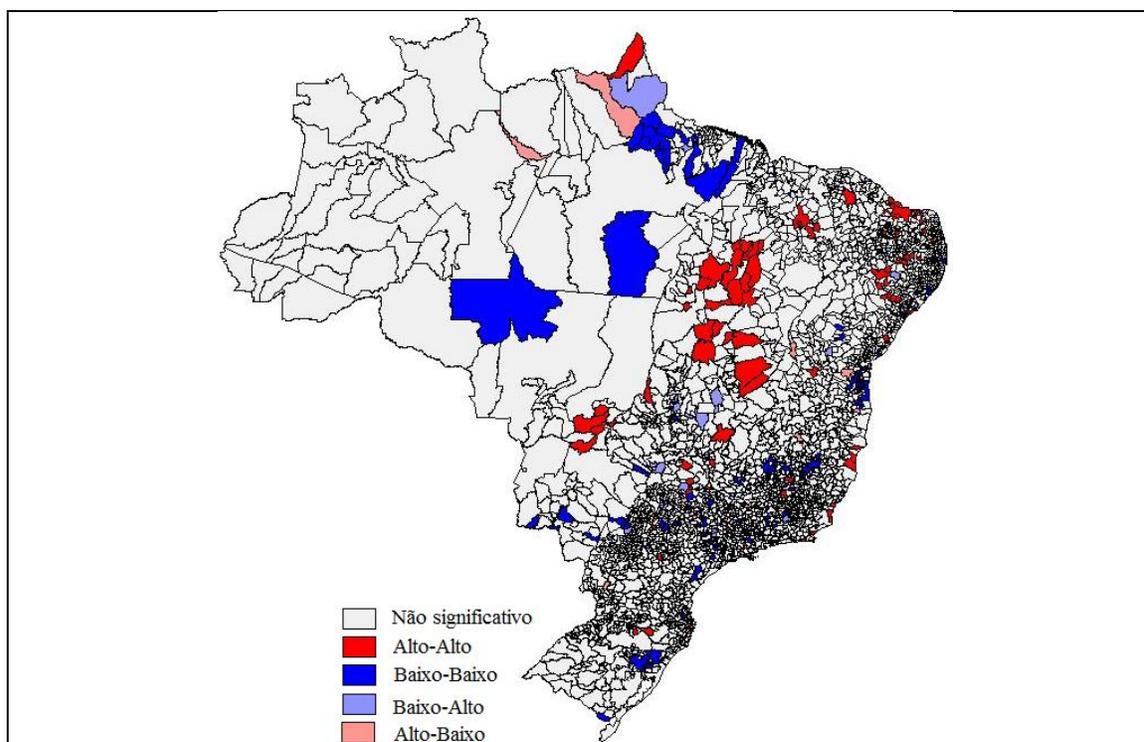
Fonte: elaboração própria.

Figura 4.11 Mapa de *Clusters* LISA para o ano 1996/2007

Fonte: elaboração própria.

Comparando-se as figuras 4.10 e 4.11, pode-se observar uma mudança no perfil dos *clusters* formados pelas AMCs entre os períodos 1980/1996 e 1996/2007. Enquanto em 80/96, as regiões NO e NE apresentam *clusters* BB, em 96/07, não são identificados *clusters* dessa natureza nessas áreas.

Figura 4.12 Mapa de *Clusters* LISA para o período 1980/2007



Fonte: elaboração própria.

Quando o período 1980/2007 é analisado, percebe-se (figura 4.12) que, no geral, as áreas mínimas comparáveis que constituem *clusters* baixo-baixo encontram-se, basicamente, nas regiões Sudeste e Sul. O estado do Pará também apresenta áreas com *clusters* BB. Já as AMCs que constituem *clusters* alto-alto localizam-se, no geral, na região nordeste.

4.2 Análise Exploratória dos Dados Espaciais dos Municípios Brasileiros

A variável de interesse sob análise são as taxas de crescimento da renda *per capita* (*CRES*) dos municípios brasileiros, dos períodos 1999/2002, 2002/2005 e 1999/2005. Em seguida, analisa-se também a relação dessa variável com a variável renda *per capita* inicial (*PIBi*) de cada período.

Primeiramente, é feita uma análise descritiva das variáveis. Tal análise é apresentada na tabela 4.3. Pode-se observar que a variável dependente “taxa de crescimento do PIB per

capita” (*CRES*) apresenta um desvio-padrão de 1,848 e sua média (0.190) é significativamente maior do que sua mediana (0,056), mostrando que a maioria dos municípios brasileiros apresenta uma taxa de crescimento menor que a média. A variável “PIB *per capita* inicial” (*PIBi*) apresenta um comportamento semelhante, onde a maioria dos municípios possui um PIB per capita menor do que a média nacional.

As variáveis *gap* de produtividade (*GAP*) e Fundo de Participação Municipal (*FPM*) são as que apresentam as maiores variações entre os municípios, dado os seus altos valores do desvio-padrão, iguais a 115,99 e 168,32, respectivamente.

Quanto à variável *GAP*, é interessante observar que o seu valor máximo é igual a um (1), pois, nesse caso, o município apresentaria a produtividade máxima. Quanto menor o valor de *gap*, maior a “distância” em termos de produtividade de determinado município em relação ao município mais produtivo.

Por fim, é interessante observar que a maioria das variáveis apresenta um mínimo igual a zero (0). Isso ocorre, pois alguns municípios não apresentam informações referentes a essas variáveis para o período analisado.

Tabela 4.3: Análise Descritiva das Variáveis referentes aos Municípios

Variável	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	Nº de observações
CRES	0.190	0.056	1.848	-2.032	29.454	11014
PIBi	4.258	3.189	4.788	5.65E-13	132.744	11014
CH	0.206	0.015	2.133	0.000	97.597	11014
FPM	192.530	159.148	168.362	0.000	1939.931	11014
GAP	-8.376	0.840	115.988	-6205.435	1.000	11014
DCA	22.262	12.315	40.585	0.000	506.622	11014
DCO	88.558	75.002	83.778	0.000	565.760	11014
CTT	4.129	2.592	6.455	0.000	179.049	11014
ROY	1.476	0.000	15.122	0.000	1047.362	11014

Fonte: elaboração própria.

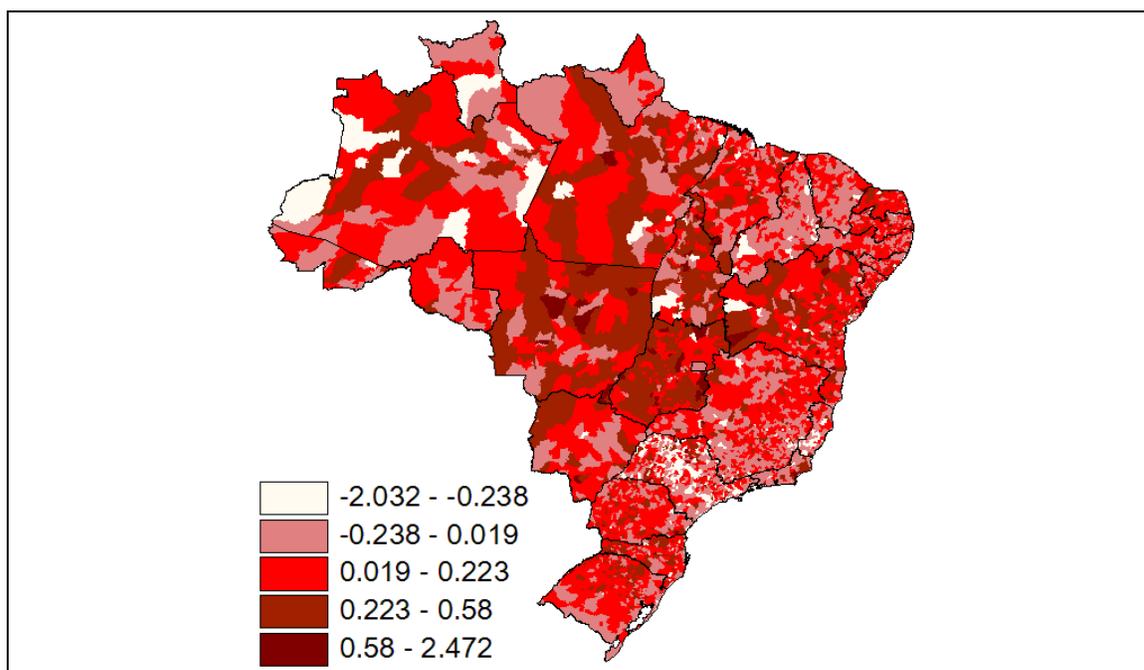
Obs.: i) *CRES* refere-se à variável à taxa de crescimento nos períodos 1999/2002 e 2002/2005; ii) *PIBi*, *CH*, *FPM*, *GAP*, *DCA*, *DCO*, *CTT* e *ROY* referem-se, respectivamente, a PIB *per capita* inicial; capital humano, Fundo de Participação Municipal, *gap* de produtividade, despesas de capital, despesa corrente, carga tributária total e *royalties* de petróleo. Todas essas variáveis são referente ao ano inicial de cada período utilizado na análise (1999/2002 e 2002/2005).

Para se iniciar a análise, foram construídas diversas matrizes de pesos espaciais: rainha (*queen*), torre (*rook*) e de *k* vizinhos mais próximos, sendo $k = (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 15, 18 \text{ e } 20)$. Utilizando o critério proposto por Baumont (2004) em relação à variável dependente (taxa de crescimento econômico), escolhe-se a matriz torre, dado que esta gera o maior *I* de Moran significativo estatisticamente para os três períodos (99/02, 02/05 e 99/05).

4.2.1 Análise da distribuição espacial das taxas de crescimento da renda *per capita* no período 2000-2005

A distribuição espacial das taxas de crescimento da renda *per capita* para os períodos 1999/2002, 2002/2005 e 1999/2005 podem ser observadas nas figuras 4.13, 4.14 e 4.15. Nos extremos, o primeiro intervalo, representado pela cor rosa claro, indica os municípios com menores taxas de crescimento, já o último, representado pela cor grená, indica o intervalo que contém os municípios com maiores taxas de crescimento.

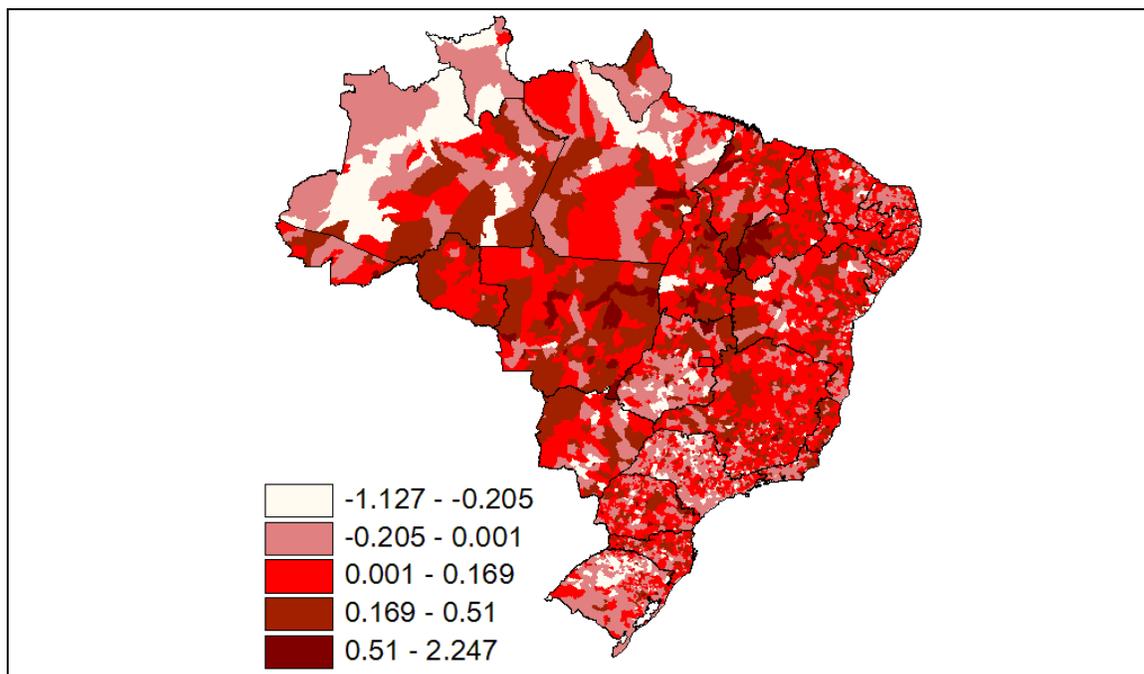
Figura 4.13: Mapa quantílico das taxas de crescimento dos municípios brasileiros do período 1999/2002



Fonte: elaboração própria.

Na figura 4.13, pode-se perceber que no período 99/02 há uma concentração significativa de municípios com taxas de crescimento mais altas, situadas na região Centro-Oeste do país, enquanto nos estados do Amazonas (AM) e São Paulo (SP) parece haver um grande número de municípios com baixas taxas de crescimento, variando de -2,032 a -0,238. No restante do país, o predomínio parece ser de taxas entre -0,238 e 0,223.

Figura 4.14: Mapa quantílico das taxas de crescimento dos municípios brasileiros no período 2002/2005

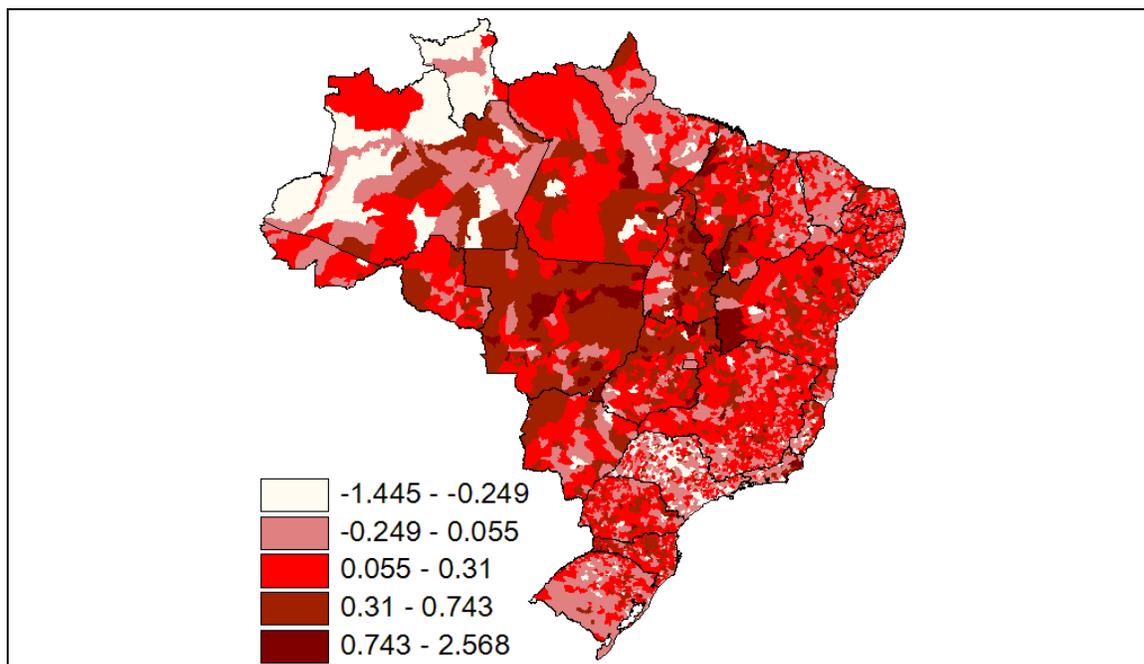


Fonte: elaboração própria.

Já no período 2002/2005 (figura 4.14), percebe-se que o número de municípios com baixas taxas de crescimento, variando entre -1,127 e -0,205, aumenta. Podem-se notar bastantes municípios com essas taxas nos estados do Rio Grande do Sul, Goiás e Mato Grosso do Sul. Em comparação ao período anterior (99/03), percebe-se uma menor variação das taxas de crescimento, dado que em 99/03 as taxas variam de -2,032 a 2,472, enquanto em 03/05, as taxas variam de -1,127 a 2,247.

Já o mapa quantílico do período 1999/2005 (figura 4.15), pode-se perceber uma concentração de municípios com baixas taxas de crescimento nos estados de São Paulo (SP), Amazonas (AM) e Roraima (RR). Já os municípios da região Centro-oeste se destacam por apresentarem, no geral, altas taxas de crescimento no período.

Figura 4.15: Mapa quantílico das taxas de crescimento dos municípios brasileiros no período 1999/2005



Fonte: elaboração própria.

Por fim, cabe salientar, que a análise visual de mapas não é a forma ideal de se lidar com dados espaciais, dado que esta pode não detectar padrões espaciais significativos. Assim, para uma análise mais crível, calculam-se as estatísticas de autocorrelação espacial I de Moran.

4.2.2 Análise da autocorrelação espacial global

4.2.2.1 Análise da autocorrelação espacial das taxas de crescimento da renda *per capita* municipal

Para análise da autocorrelação foram calculadas as estatísticas I de Moran para os três períodos em análise. A tabela 4.3 apresenta os resultados dessa estatística

Tabela 4.3: Estatísticas I de Moran referentes à matriz “Rainha”

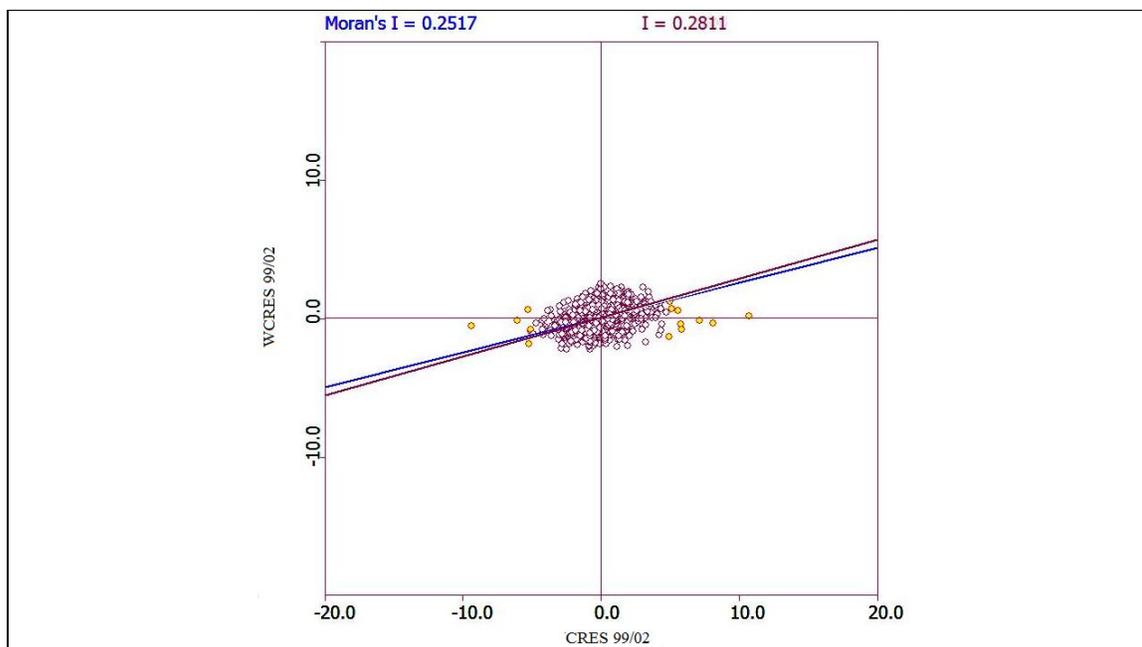
Variável	I de Moran
CRES 99/02	0.2518 ***
CRES 02/05	0.2743 ***
CRES 99/05	0.3085 ***

Fonte: elaboração própria.

Obs.: Os símbolos *, ** e *** correspondem, respectivamente, aos níveis 1%, 5% e 10% de significância.

Como se pode observar na tabela 4.3, as estatísticas das três variáveis são significativas estatisticamente a 1%, evidenciando a presença de autocorrelação espacial. Dado o valor positivo de I , a estatística indica que estão concentrados tanto em 99/02 quanto em 02/05, entretanto a concentração espacial é ligeiramente mais forte nesse último ano, mostrando uma elevação da dependência espacial ao longo do período. Em relação à taxa de crescimento de crescimento do período como um todo, 99/05, tem-se uma concentração espacial ainda maior, dado a estatística I igual a 0,3085.

Figura 4.16 Diagrama de Dispersão de Moran referente ao período 1999/2002

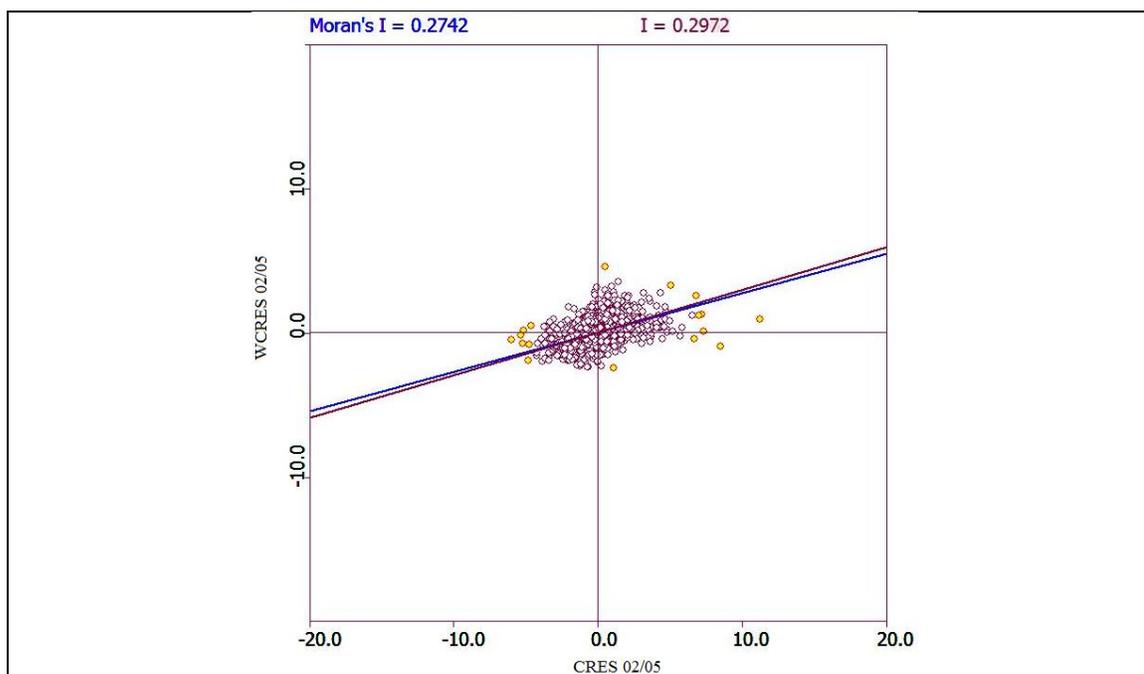


Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos *rook*. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; ii) CRES 99/02 denota a taxa de crescimento de 99/02 e WCRES 99/02 denota a sua defasagem espacial.

Uma abordagem alternativa para a visualização da dependência espacial é o diagrama de dispersão de Moran, que mostra a defasagem da variável de interesse no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. Tal diagrama fornece informações referentes aos quatro tipos de associação linear espacial: Alto-Alto (AA), Alto-Baixo (AB), Baixo-Baixo (BB) e Baixo-Alto (BA). Nas figuras 4.16, 4.17 e 4.18 estão dispostos, respectivamente, os diagramas de dispersão de Moran relativos aos períodos 99/02, 02/05 e 99/05:

Figura 4.17 Diagrama de Dispersão de Moran referente ao período 02/05



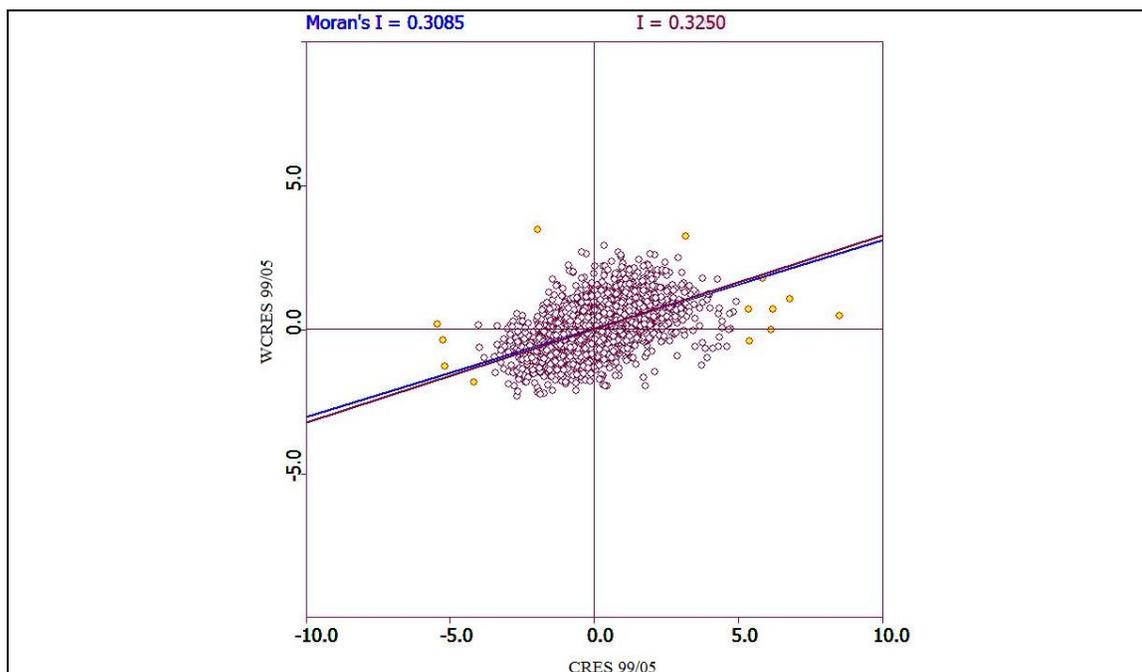
Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos *rook*. Todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; ii) CRES 02/05 denota a taxa de crescimento de 02/05 e WCRES 02/05 denota a sua defasagem espacial.

Nas figuras 4.16, 4.17 e 4.18, percebe-se que a autocorrelação espacial captada pela estatística I sensível aos *outliers* e aos pontos de alavancagem. Quando tais observações são desconsideradas no cômputo do I , observa-se uma dependência espacial ainda maior entre as observações.

Em todos os diagramas pode-se observar que as retas que indicam as relações existentes entre as taxas de crescimento de um município com a dos seus vizinhos é sempre positivo, sugerindo que essas observações estejam concentradas no espaço.

Figura 4.18 Diagrama de Dispersão de Moran referente ao período 1999/2005



Fonte: elaboração própria.

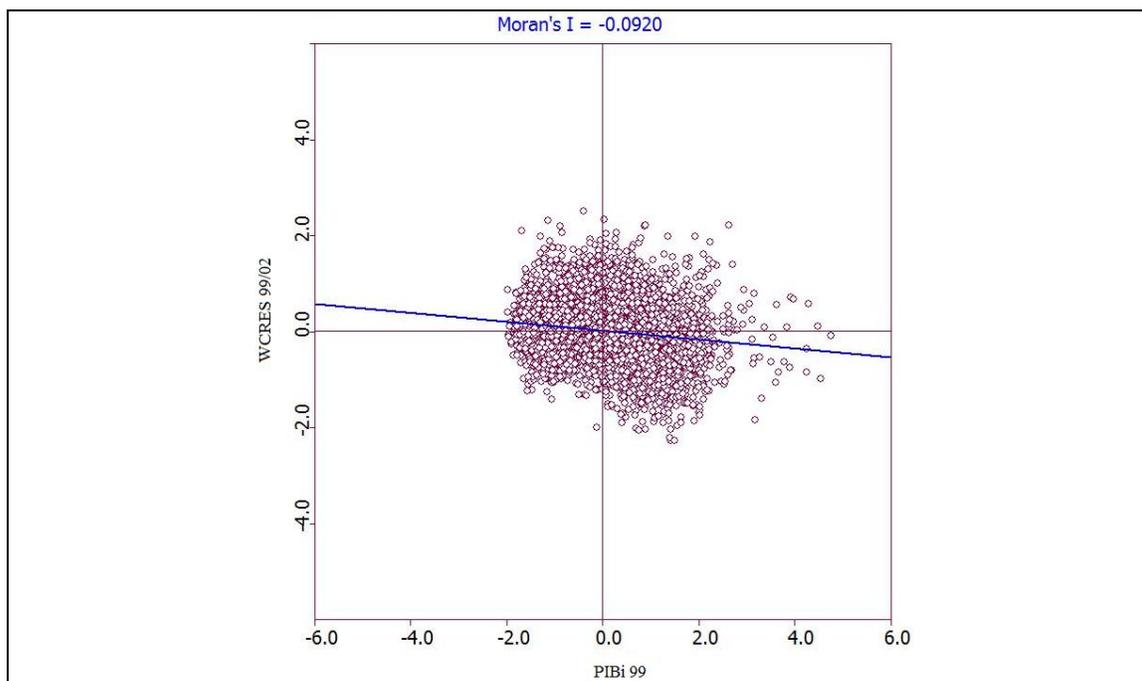
Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos *rook*; ii) todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; iii) CREC 99/05 denota a taxa de crescimento no período 99/05 e WCRES 99/05 denota a sua defasagem espacial.

Para uma melhor análise do processo de convergência torna-se interessante examinar a relação existente entre a taxa de crescimento e a renda *per capita* inicial. Este exame será feito na próxima seção.

4.2.2.2 Análise da autocorrelação espacial bivariada em relação às taxas de crescimento da renda *per capita* e a renda *per capita* inicial

Para a análise bivariada é utilizado um diagrama de dispersão baseado na estatística I de Moran, onde o eixo horizontal corresponde à defasagem espacial da taxa de crescimento e o eixo vertical indica a variável renda *per capita* inicial. As figuras 4.19, 4.20 e 4.21 apresentam os valores da estatística I de Moran bivariada, bem como os respectivos diagramas de dispersão.

Figura 4.19: Diagrama de Dispersão de Moran Bivariado do Período 1999/2002

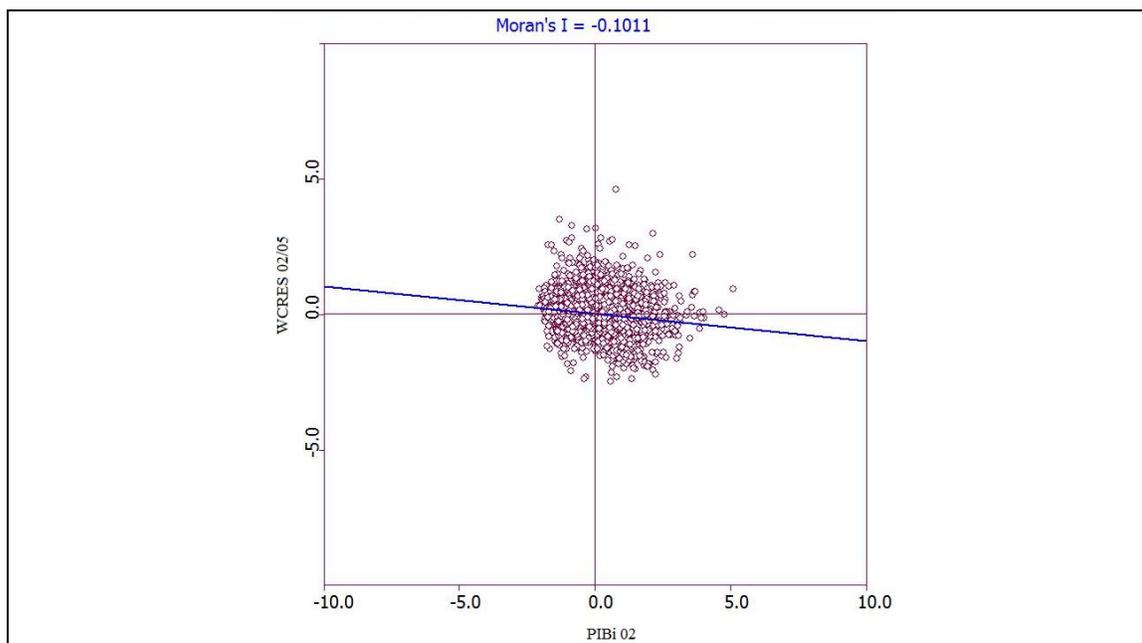


Fonte: Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos *rook*; ii) todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; iii) WCRES 99/02 denota a defasagem da taxa de crescimento no período 99/02 e PIBi 99 denota renda *per capita* inicial do período.

Os resultados indicam que existe uma autocorrelação espacial entre a taxa de crescimento da renda *per capita* do município com os níveis de renda *per capita* dos seus vizinhos, dado o valor significativo estatisticamente de I . As estatísticas dos períodos 99/02, 02/05 e 99/05, respectivamente iguais a -0,09, -0,10 e -0,14 sugerem correlação negativa entre as variáveis, ou seja, indicam que municípios com altas rendas *per capita*s no período inicial possuam vizinhos com baixas taxas de crescimento e vice-versa. Cabe ressaltar que a correlação negativa existente entre essas variáveis sugere a existência de um processo de convergência de renda.

Figura 4.20: Diagrama de Dispersão de Moran Bivariado do Período 2002/2005

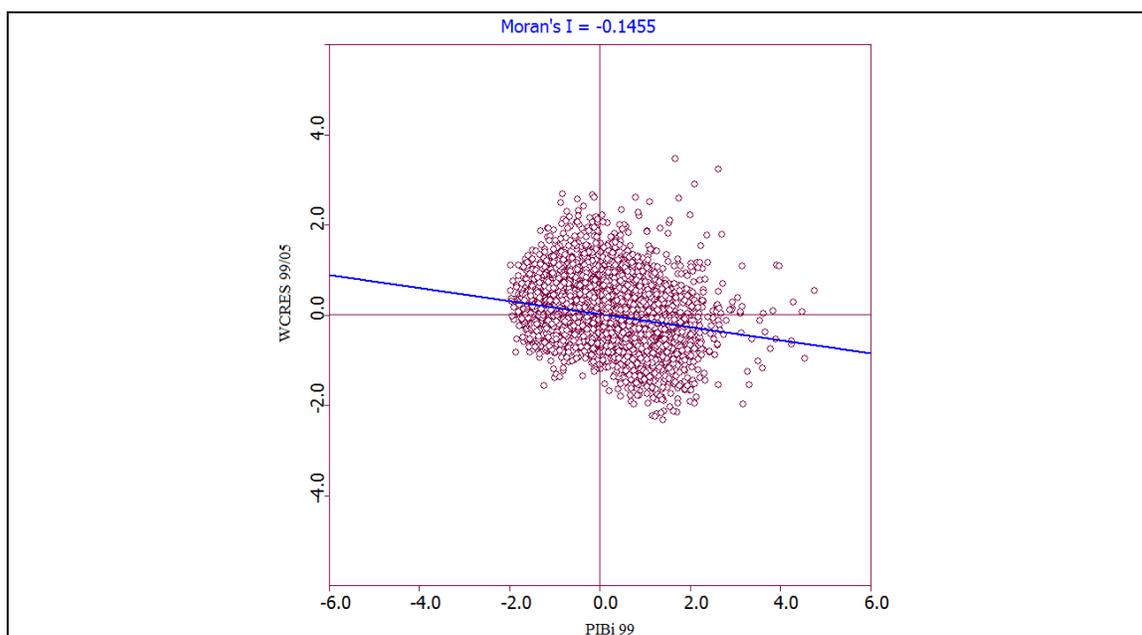


Fonte: Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos *rook*; ii) todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; iii)

WCRES 02/05 denota a defasagem da taxa de crescimento no período 02/05 e PIBi 02 denota renda *per capita* inicial do período.

Figura 4.21: Diagrama de Dispersão de Moran Bivariado do Período 1999/2005



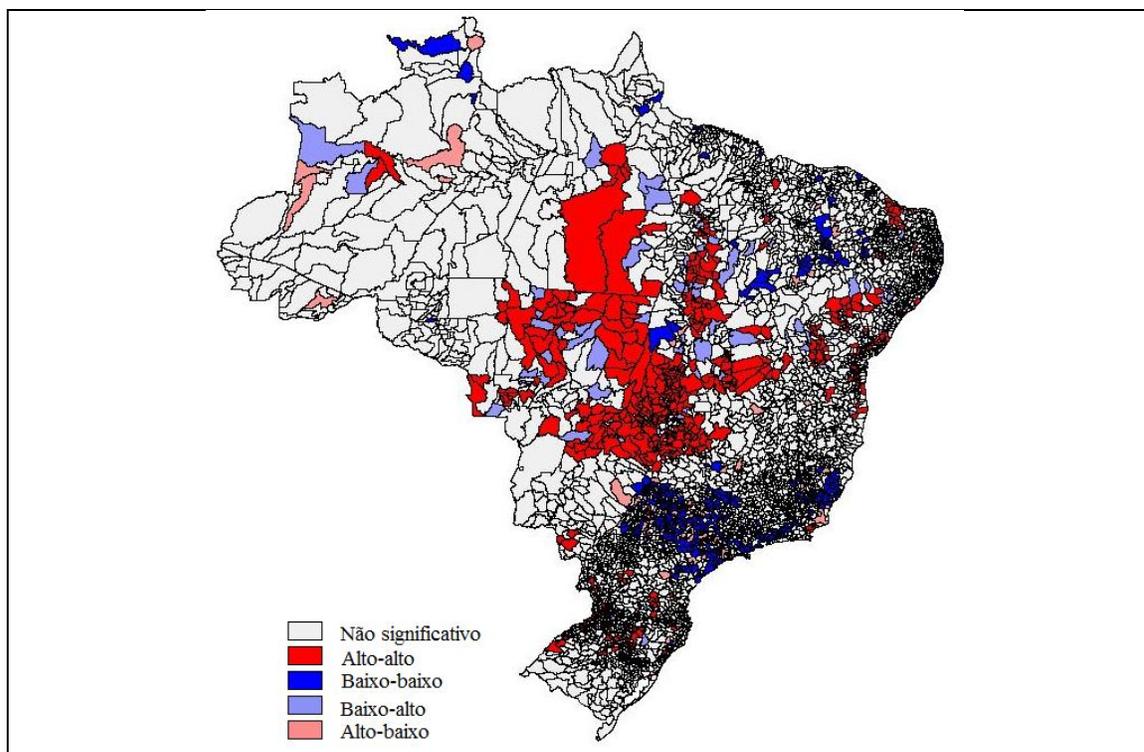
Fonte: Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Estatística I de Moran calculada sob o critério de 9999 permutações, com matriz de pesos *rook*; ii) todos os valores são significativos estatisticamente a 1%; iii)

WCRES 99/02 denota a defasagem da taxa de crescimento no período 99/02 e PIBi 99 denota renda *per capita* inicial do período.

4.3 Análise da autocorrelação espacial local

Figura 4.22: Mapas de *cluster* LISA para o período 1999/2002

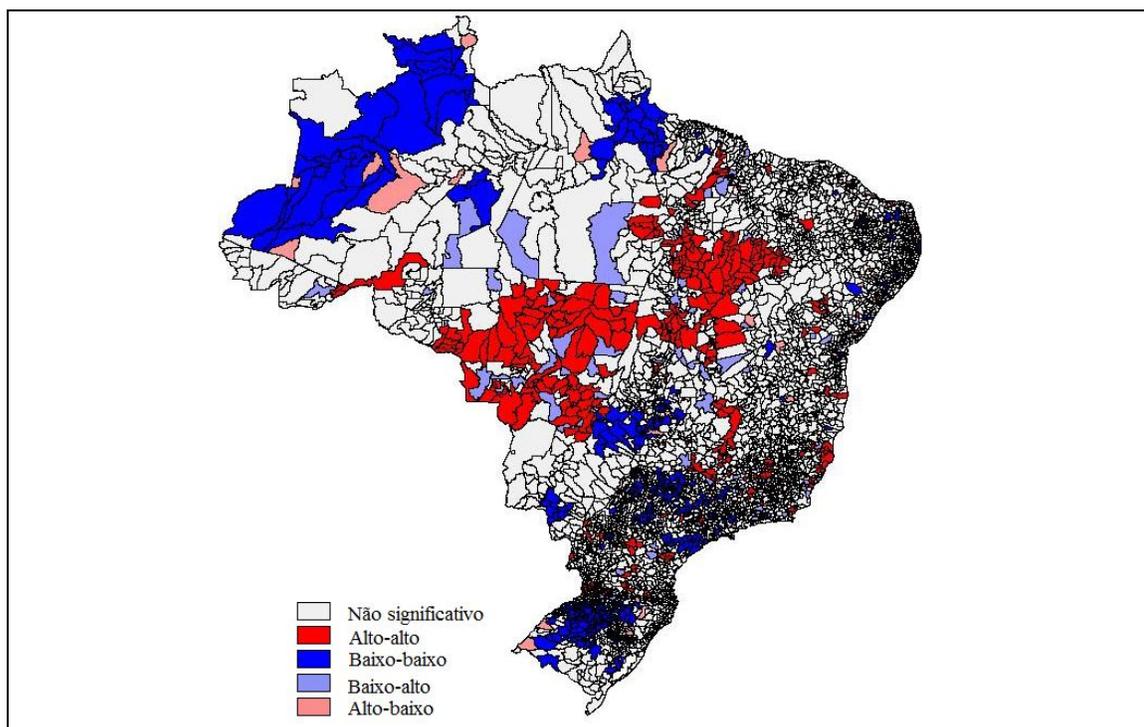


Fonte: elaboração própria.

Obs: Os valores hachurados são significativos estatisticamente a, no máximo, 5%.

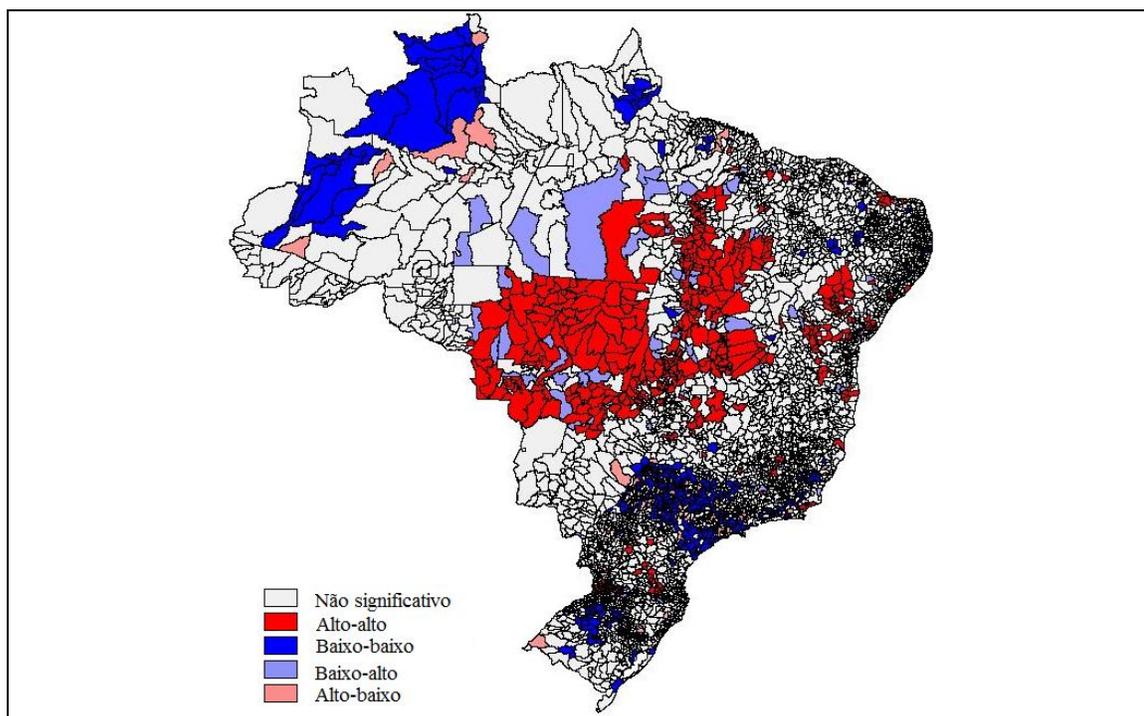
Para verificar a existência de padrões de associação espacial localizados (*clusters*) é calculado o *I* de Moran local (LISA). Dado o grande número de informações locais, para facilitar a visualização são utilizados os mapas de *clusters*. Os mapas referentes aos *clusters* dos períodos 1999/2002, 2002/2005 e 1999/2005 são apresentados, respectivamente, nas figuras 4.22, 4.23 e 4.24.

Comparando os períodos 99/02 e 02/05 (figuras 2.22 e 4.23), pode-se perceber que em 02/05 há um número maior de clusters baixo-baixo, indicando que nesse período mais municípios de baixas taxas de crescimento estão rodeadas por municípios que também apresentam baixas taxas. É interessante notar que grande parte dessas cidades localiza-se nas regiões norte e sul do país.

Figura 4.23: Mapas de *cluster* LISA para o período 2002/2005

Fonte: elaboração própria.

Obs: Os valores hachurados são significativos estatisticamente a, no máximo, 5%.

Figura 4.24: Mapas de *cluster* LISA para o período 2002/2005

Fonte: elaboração própria.

Obs: Os valores hachurados são significativos estatisticamente a, no máximo, 5%.

Em relação ao período 1999/2005, percebe-se que a região Centro-oeste apresenta uma grande concentração de *clusters* AA. Ademais, tanto nessa região quanto no estado do Pará (PA) é possível notar a presença de *clusters* BA, o que indica a presença de municípios com baixas taxas de crescimento que estão rodeados por municípios com altas taxas. Em relação aos *clusters* BB, esses se concentram, no geral, na região Norte e nos estados do Rio Grande do Sul (RS) e São Paulo (SP).

5 Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados dos modelos estimados. São apresentadas, respectivamente, estimações referentes às Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs) e aos municípios brasileiros. Tais estimações seguem o procedimento proposto por Almeida (2009) no qual, em um primeiro momento, estima-se o modelo básico e verifica-se a presença de dependência espacial nos resíduos. Caso não haja dependência, encerra-se o procedimento e considera-se o modelo básico como o mais apropriado. Caso contrário, estimam-se os modelos de dependência espacial (SLX, SAR, SEM e SDM e SDEM) e, através do critério de informação Akaike (AIC), determina-se o melhor modelo.

5.1 Resultados das estimações relativas às Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs)

No que concerne às AMCs, as estimações são feitas para a primeira diferença entre os períodos 1980/19996 e 1996/2007, com o objetivo de eliminar os efeitos de variáveis não observadas constantes no tempo.

Na tabela 5.1, observam-se as estimações feitas para o modelo de convergência absoluta, ABS, e para o modelo de primeiras diferenças, DIF. É importante frisar que, ao contrário do modelo de primeiras diferenças (DIF), o modelo de convergência absoluta (ABS) não considera os efeitos das variáveis não observadas. Em ambos os modelos o coeficiente da variável PIB *per capita* ($PIBi$) inicial é negativo e significativo, indicando um processo de convergência. Contudo, quando as variáveis não observadas são consideradas no modelo, o impacto do PIB *per capita* sobre a taxa de crescimento é bem maior, passando de -0,335 (no modelo ABS) para -1,282 (no modelo DIF). Em relação aos critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SC) é possível perceber uma melhora no modelo quando os efeitos fixos são considerados, dado uma redução nos dois critérios. O R^2 ajustado também indica essa melhora, dado que o modelo ABS é capaz de explicar cerca de 27% da taxa de crescimento do período, ao passo que o modelo DIF explica aproximadamente 71%.

A terceira parte da tabela (5.1) apresenta os diagnósticos das regressões. Os resultados não indicam a presença de multicolinearidade nos dois modelos, dados valores da estatística menores do que 30. Tal resultado já era se esperar, dada a existência de apenas uma variável

explicativa nos modelos. Contudo, pode ser verificada a ausência de normalidade, através do teste Jarque-Bera, e a presença de heterocedasticidade, através do teste Koenker-Basset (que é computado somente quando os erros não são normais).

Tabela 5.1: Resultados Globais do Modelo de Primeiras Diferenças feitos para as AMCs

Variável dependente: $\ln(\text{PIB}_t/\text{PIB}_{t-1})$		
Variáveis	ABS	DIF
Constante	0.762 ***	0.542 ***
	69.337	80.718
PIBi	-0.336 ***	-1.282 ***
	-37.099	-94.037
R^2 ajustado	0.273	0.707
AIC	4489.400	3597.55
SC	4501.810	3609.96
Multicolinearidade	2.590	1.268
Jarque-Bera	6119.671 ***	2234.9 ***
Koenker-Basset	17.034 ***	177.56 ***
I de Moran	14.491 ***	13.681 ***
ML (erro)	209.391 ***	186.724 ***
ML (erro) robusto	279.621 ***	123.114 ***
ML (defasagem)	106.182 ***	65.967 ***
ML (defasagem) robusto	176.412 ***	2.357
N^0 de observações	3659	7318

Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Os valores em negrito indicam os valores da estatística t ; ii) ABS e DIF referem-se, respectivamente, à estimação do modelo de convergência absoluta (que não considera as variáveis não observadas) e ao modelo de primeiras diferenças.

A última parte da tabela apresenta os diagnósticos para a autocorrelação espacial. Para esses testes, a matriz de um vizinho mais próximo é usada como base, dado que essa é a matriz de peso espacial que capta a maior autocorrelação dos resíduos. Para que a escolha da matriz não seja arbitrária é utilizado o procedimento de Baumont, no qual as matrizes rainha, torre e de vizinhos mais próximos (de um a dez vizinhos, quinze e vinte vizinhos) são analisadas pela estatística I de Moran. A estatística aponta que a matriz de um vizinho (K1) é a que capta a maior autocorrelação espacial. O teste global I de Moran sugere a presença de autocorrelação espacial nos resíduos de ambos os modelos (ABS e DIF), contudo ele é incapaz de fornecer informações relativas à qual tipo de dependência existente (se

dependência na forma de erro autorregressivo ou se na forma de defasagem espacial, por exemplo). Assim sendo, torna-se interessante também a análise dos testes específicos do tipo multiplicador de Lagrange (ML). Esses testes são capazes de indicar a forma na qual é assumida a autocorrelação espacial. Cabe ressaltar que as versões robustas dos testes incorporam um fator de correção que considera a má especificação local, em outras palavras, pode-se dizer que os testes robustos descontam os efeitos causados pela influência da autocorrelação existente na variável dependente sobre os testes do ML. Segundo tais diagnósticos, pode-se observar a presença de dependência espacial tanto na forma de erro, quanto na forma de defasagem espacial no modelo de convergência absoluta (ABS). Contudo, ao considerarmos os efeitos das variáveis não observadas (modelo DIF), os testes de autocorrelação passam a indicar somente a presença de dependência na forma de erro, pois a estatística ML robusta da defasagem não é significativa. Dessa forma, o próximo passo será estimar modelos de primeiras diferenças que considerem a dependência espacial na forma do erro. Além disso, também serão estimados modelos que considerem o transbordamento da variável explicativa (*PIBi*).

Na tentativa de corrigir o problema da dependência espacial são estimados os seguintes modelos: Regressivo Cruzado Espacial (SLX), de Erro Auto-regressivo (SEM) e Durbin com Erro Auto-regressivo (SDEM). Os modelos SEM e SDEM são estimados pelo Método Generalizado dos Momentos (MGM), que prescinde do pressuposto de normalidade dos erros. Todos os modelos são estimados usando a matriz de variância-covariância consistente de White para corrigir o problema da heterocedasticidade.

5.1.1 Modelos de Dependência Espacial para o Período Compreendido Entre 1980 e 2007

É interessante ressaltar que, nessa seção, serão apresentados os modelos de dependência espacial para a primeira diferença feita entre os períodos 1980/1996 e 1996/2007. Essa metodologia possibilita eliminar as variáveis não observadas constantes no tempo e, conseqüentemente, de conseguir estimadores mais consistentes. Os resultados desses modelos estão reportados na tabela 5.2.

O modelo SLX aponta que a variável de renda *per capita* inicial possui tanto um efeito direto, indicado pelo coeficiente de $PIBi$, quanto um efeito indireto, indicado pelo coeficiente de $WPIBi$, sobre a taxa de crescimento econômico das AMCs. Pode-se dizer que o modelo indica a existência de convergência, dado o coeficiente negativo e significativo de $PIBi$ (igual a -0,570), bem como sugere que haja transbordamentos espaciais dessa variável. Ou seja, a renda *per capita* inicial de uma determinada área mínima influencia a sua própria taxa de crescimento e também a taxa de crescimento do seu vizinho. O impacto marginal total de $PIBi$ sobre a variável dependente é dado pela soma $-1,290 + 0,046$, que é igual a -1,244.

Tabela 5.2: Resultados dos Modelos Espaciais para o Período 1980/2007

Variável dependente: $\ln(PIBi_t/PIBi_{t-1})$			
Variáveis	SLX	SEM	SDEM
Constante	0.546 *** 73.949	0.366 *** 54.494	0.370 *** 53.105
PIBi	-1.290 *** -56.923	-1.310 *** -57.951	-1.299 *** -55.836
WPIBi	0.046 *** 2.953		0.043 *** (-4,243)
λ (erro)		0.319 *** 25.119	0.319 *** 25.119
ρ (lag)			
AIC	3588.25	3198.95	3190.91
SC	3606.86	3211.36	3209.53
N ^o de obs.	7318	7318	7318

Fonte: elaboração própria.

Obs: Os valores em negrito indicam os valores da estatística t .

O valor significativo do λ no modelo SEM, sugere a existência de dependência espacial nos resíduos. Pode-se dizer então que efeitos não modelados presentes no termo de erro são autocorrelacionados espacialmente. Esse resultado é um pouco previsível, dado a ausência de tantas variáveis que seriam relevantes no modelo (como capital humano e capital físico, por exemplo) que tendem a estar concentradas no espaço. O efeito total da renda *per capita* inicial sobre a taxa de crescimento nesse modelo é dado pelo próprio coeficiente de $PIBi$, igual a -1,31. Tal resultado sugere, mais uma vez, a existência de convergência de renda *per capita* entre as AMCs.

Por fim, o modelo que melhor representa o processo de crescimento econômico entre as AMCs é o SDEM. Tal resultado pode ser ratificado pelos critérios de informação AIC e

SC, dado que estes apresentam os menores valores em comparação aos outros modelos, iguais a, respectivamente, 3190,91 e 3209,53. O modelo considera a existência de dependência da forma de erro e também de transbordamentos espaciais da renda *per capita* inicial. Os resultados do modelo sugerem que as AMCs estejam convergindo em renda, o que pode ser observado quando computamos o impacto total de *PIBi* sobre a variável dependente, sendo ele igual a -1,156 (-1,299 + 0,043). É interessante observar que ao comparar os impactos totais de *PIBi* dos modelos SEM e SDEM, nota-se um impacto menor dessa variável no modelo SEM. Esse resultado sugere que o PIB *per capita* de determinada área afeta positivamente a taxa de crescimento das áreas vizinhas. Os resíduos desse modelo são averiguados quanto à persistência da dependência espacial. A estatística *I* de Moran, tendo como base a matriz K1, aponta que não se pode rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade dos dados, dado o seu valor não significativo estatisticamente¹¹.

Para a correção da heterogeneidade espacial extrema é estimado o modelo de coeficientes locais por RPG. O modelo de coeficientes locais apresenta uma melhora no ajustamento, o que pode ser comprovado pelo cálculo de um AIC mais baixo, igual a 2728,46, quando comparado ao AIC do modelo de coeficientes globais (3190,91). A instabilidade estrutural dos coeficientes é verificada pelo teste de Monte Carlo (tabela 5.3), cuja hipótese nula (H_0) é a de estabilidade dos coeficientes.

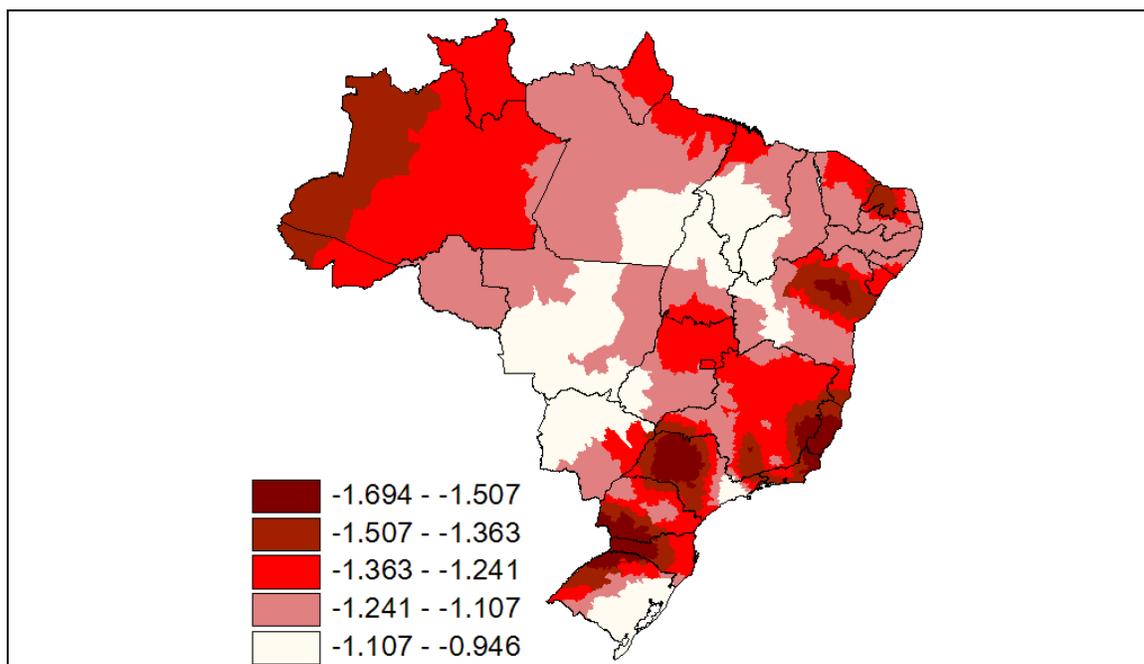
Tabela 5.3: Teste de Monte Carlo para o modelo SDEM para a primeira diferença entre 1980/1996 e 1996/2007

Coeficiente	p-valor
Constante	0.000
PIBi	0.010
WPIBi	0,320

Fonte: elaboração própria.

¹¹ O *z-value* computado pela estatística *I* de Moran é igual a 0.353.

Figura 5.1: Impactos Totais Locais referentes à variável de renda *per capita* inicial (*PIBi*)

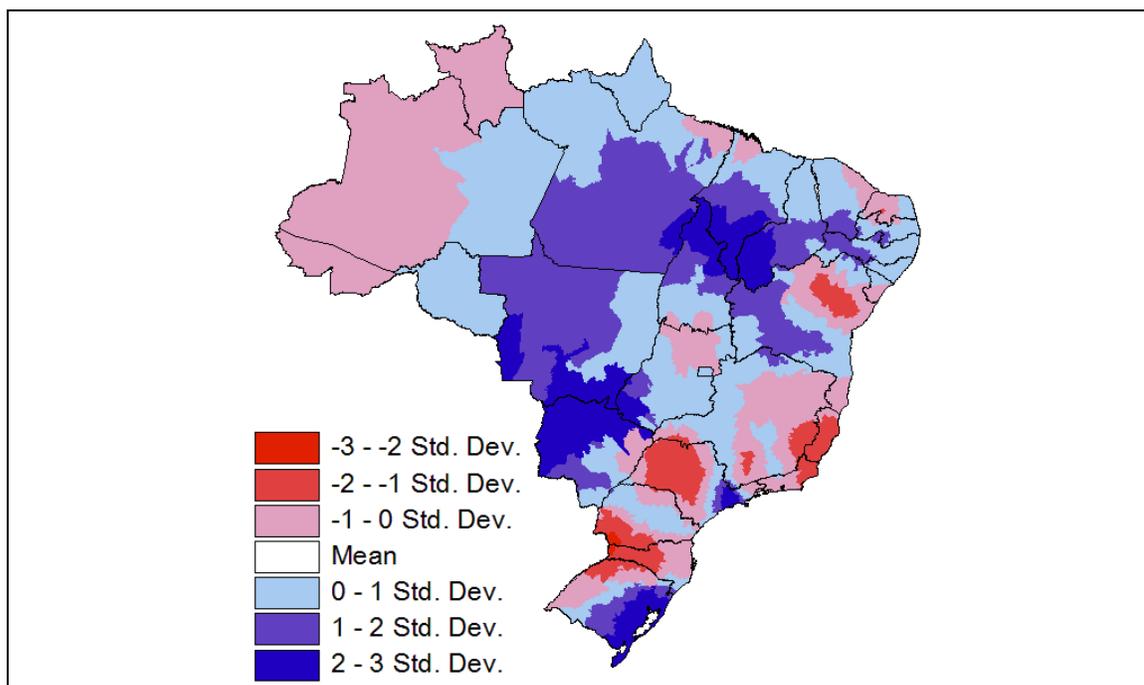


Fonte: elaboração própria.

Obs: O impacto total da variável renda *per capita* inicial é igual pela soma do efeito direto (dado pelo coeficiente de *PIBi*) mais o efeito indireto (dado pelo coeficiente de *WPIBi*). Cabe salientar que somente os coeficientes significativos são considerados no cálculo do impacto total.

É interessante notar na tabela 5.3 que o coeficiente de *WPIBi* é estacionário, ou seja, o efeito indireto da renda *per capita* inicial é constante em todas as AMCs. Já o efeito direto, dado pelos coeficientes significativos de *PIBi*, é específico para cada área mínima. A figura 5.1 apresenta os impactos totais locais da variável *PIBi* que a dado pela soma do efeito direto mais o efeito indireto dessa variável. Cabe salientar que todos os coeficientes da variável *PIBi* são significativos estatisticamente ao nível de 5% e, além disso, são negativos, o que indica um processo de convergência entre as AMCs. Contudo, percebe-se que há uma diferença entre a “força” de convergência dessas áreas, em outras palavras, em algumas áreas a renda *per capita* inicial apresenta um impacto maior sobre a taxa de crescimento econômico do que em outras. As áreas que apresentam um maior impacto total da variável *PIBi* sobre a taxa de crescimento são as representadas pelas cores mais escuras e encontram-se, no geral, nos estados da Bahia (BA), Espírito Santo (ES), Rio de Janeiro (RJ), Amazonas (AM) e Acre (AC) e em parte da região Sul. Já as áreas com menores efeitos diretos de *PIBi* encontram-se basicamente nas regiões Nordeste e Centro-Oeste e no estado do Pará (PA).

Figura 5.2: Período de Meia-Vida (em anos) das Áreas Mínimas Comparáveis



Fonte: elaboração própria.

Obs: i) Meia-vida (MV) = $\ln(2) / \text{velocidade de convergência}$; ii) Velocidade de convergência (θ) = $\ln(IMT + 1) / -t$, onde IMT é o impacto marginal total da variável $PIBi$ (dado pela soma dos seus efeitos diretos e indiretos) e t é o número de anos do período; iii) *Std. Dev.* e *mean* referem-se, respectivamente, a desvio-padrão e média.

A figura 5.2 apresenta a meia-vida das AMCs, sendo essa a metade do período necessário para se atingir a convergência de renda. Os períodos de meia-vida encontrados para as AMCs no período de análise variam entre 18 e 28 anos. É interessante frisar que esses períodos (de meia-vida) estão relacionados a velocidades de convergência que variam de 2,46 a 3,67% e, portanto, são maiores do que a velocidade de convergência encontrada por Barro e Sala-i-Martin (1995) (igual a 2,2%). Tal resultado é esperado, uma vez que existem menos barreiras para a mobilidade de trabalho e capital dentro de um país do que entre países. A figura mostra que a maioria das áreas, principalmente as localizadas nas regiões Centro-oeste e Nordeste, no estado do Pará (PA) e em parte do estado do Rio Grande do Sul (RS), possuem maiores períodos de meia-vida, ou seja, estão mais distantes das suas rendas de equilíbrio. Já as áreas representadas pelas cores vermelho claro e vermelho escuro, apresentam períodos de meia-vida menores, estando mais próximas de suas rendas de *steady state*.

5.2 Resultados das estimações relativas aos Municípios Brasileiros

As estimações que serão apresentadas são referentes ao período 1999/2005 e à primeira diferença entre os períodos 1999/2002 e 2002/2005¹². Nessa primeira seção, são apresentadas quatro estimações: i) convergência absoluta para o período 1999/2005 (ABS); ii) convergência condicional (COND); iii) primeiras diferenças cuja única variável explicativa é o PIB *per capita* inicial (DIF 1); e iv) primeiras diferenças considerando as diversas variáveis explicativas (DIF 2). Os resultados para essas estimações, bem como os testes diagnósticos referentes a elas se encontram na tabela 5.4.

Na primeira parte da tabela 5.4, é possível observar que em todas as estimações (ABS, COND, DIF 1 e DIF 2) é indicado um processo de convergência. Em relação à ABS, observa-se a existência do processo de convergência absoluta, ou seja, os municípios estariam caminhando para uma renda de equilíbrio. Contudo, como se pode observar pelos critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SC), o modelo ABS é menos ajustado, uma vez que este apresenta os maiores valores para os critérios AIC e SC.

A estimação COND, indica um processo de convergência condicional, dado o coeficiente negativo e significativo de *PIBi*. As variáveis capital humano (*CH*), *gap* de produtividade (*GAP*) e despesas correntes (*DCO*) não apresentam nenhum impacto sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* municipal. Já o fundo de participação municipal (*FPM*) apresenta um impacto negativo sobre a taxa de crescimento, indicando que essa transferência de recursos entre os governos não seria benéfica para os municípios como um todo. As despesas de capital (*DCA*) impactam positivamente no crescimento. Tal resultado corrobora a teoria que prevê que os investimentos aumentariam a capacidade de crescimento econômico das regiões. A carga tributária total (*CTT*) também apresenta impacto positivo, sugerindo que, no geral, os tributos arrecadados pelos municípios estariam tendo um efeito “parafiscal”, ou seja, os recursos arrecadados estariam sendo revertido em benefícios à sociedade. Por fim, o coeficiente positivo e significativo da variável *ROY* indica que o volume de *royalties* recebidos estaria, no geral, afetando positivamente a taxa de crescimento dos municípios brasileiros.

¹² Tal método é utilizado com o objetivo de eliminar as características não observadas constantes no tempo.

Tabela 5.4: Resultados Globais das Estimações Relativas aos Municípios Brasileiros

Variável dependente: $\ln(\text{PIBi}_t/\text{PIBi}_{t-1})$				
Variáveis	ABS	COND	DIF 1	DIF 2
Constante	0.226 ***	0.195 ***	0.053 ***	0.038 ***
PIBi	-0.096 ***	-0.095 ***	-1.059 ***	-1.051 ***
CH		-0.003		0.002
GAP		0.000		0.000
FPM		-0.016 *		-0.006 **
DCA		0.027 ***		0.002
DCO		0.006		0.000 ***
CTT		0.085 *		0.020 ***
ROY		0.016 ***		0.007
R ² ajustado	0.059	0.069	0.597	0.601
AIC	1569.39	1519.78	-2365.84	-2402.58
SC	1582.62	1579.3	-2352.61	-2343.06
Multicolinearidade	3.37	35.013	1.3531	10.174
Jarque-Bera	7046.41 ***	6880.379 ***	21862.333 ***	20955.883 ***
Koenker-Basset	159.453 ***	163.822 ***	188.987 ***	199.560 ***
<i>I</i> de Moran	36.476 ***	36.008 ***	34.234 ***	33.501 ***
ML (erro)	1325.38 ***	1286.842 ***	1168.47 ***	1116.26 ***
ML (erro) robusto	141.189 ***	97.73 ***	846.24 ***	785.07 ***
ML (defasagem)	1209.939 ***	1195.858 ***	356.07 ***	356.961 ***
ML (defasagem) robusto	25.745 ***	6.752 ***	33.842 ***	25.772 ***
N ^o de observações	5507	5507	11014	11014
<i>Missing</i>	85	85	170	170

Fonte: elaboração própria.

Obs: i) *Missing* refere-se ao número de municípios não utilizados na estimação; ii) *, **, *** referem-se aos coeficientes significativos a, respectivamente, 1, 5 e 10%.

A estimação DIF 1 apresenta os resultados para um modelo de convergência condicional que considera, além dos impactos da variável PIB *per capita* inicial (*PIBi*), os efeitos das variáveis não observadas e constantes no tempo sobre a taxa de crescimento. Essas variáveis referem-se, por exemplo, à cultura, às instituições e aos recursos naturais específicos a cada município. O coeficiente negativo e significativo (ao nível de 1%) da variável *PIBi*, indica um processo de convergência condicional, ou seja, os municípios estariam convergindo para a sua renda de equilíbrio, dada suas características específicas. Nesse caso, dois municípios só alcançariam PIBs *per capita*s idênticos, caso apresentassem no período inicial

características (referentes às instituições, aos valores, entre outros) idênticas. Comparando os coeficientes de *PIBi* das estimações DIF 1 e ABS, observa-se que a magnitude do impacto dessa variável na segunda estimativa (-1.059) é maior do que na primeira (-0.096), o que indica que quando as variáveis não observadas constantes no tempo são consideradas no modelo, o impacto do PIB *per capita* inicial (*PIBi*) sobre a taxa de crescimento econômico é maior.

Em relação à estimativa DIF 2, também se observa uma tendência à convergência condicional. Contudo, ao comparar os coeficientes da variável *PIBi* (PIB *per capita* inicial) das estimativas referentes às primeiras diferenças (DIF 1 e DIF 2), percebe-se que em DIF 1 o seu impacto é maior do que em DIF 2. Tal resultado indica que em DIF 1, a variável *PIBi* poderia estar capturando os efeitos de outras variáveis, como da carga tributária (*CTT*), por exemplo. Nessa estimativa, é possível perceber que a maioria das variáveis (*CH*, *GAP*, *DCA*, *DCO*, *CTT* e *ROY*) não apresenta impactos sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita*.

Novamente, à variável *FPM* apresenta um impacto negativo no crescimento econômico, sugerindo que essa política de transferências não esteja trazendo benefícios para os municípios brasileiros, no geral. Tal resultado pode ser justificado pelo fato das transferências estarem desviando os recursos de regiões mais produtivas para regiões menos produtivas, reduzindo assim a capacidade de crescimento média dos municípios brasileiros.

Por fim, a carga tributária total (*CTT*) mostra-se benéfica ao crescimento, indicando que, na média, os municípios utilizam a sua receita tributária de forma “parafiscal”, ou seja, transformando os recursos vindos dessas receitas em benefícios para a população.

Na segunda parte da tabela (5.4), pode-se notar que os critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SC) indicam que a estimativa DIF 2, que considera os efeitos de diversas variáveis explicativas e também de variáveis não observadas constantes no tempo, é a que melhor se ajusta, dado os seus menores valores desses critérios (-2402.58 e -2343.06, respectivamente). É interessante observar que as estimativas que não consideram as variáveis não observadas (ABS e COND) apresentam valores bastante superiores dos critérios AIC e SC quando comparadas às estimativas DIF 1 e DIF 2. O R^2 também indica DIF 2 seja a estimativa capaz de explicar uma maior parte da taxa de crescimento, igual a aproximadamente 60%.

A terceira parte da tabela (5.4) apresenta os diagnósticos das regressões. Os resultados não indicam a presença de multicolinearidade para a maioria das estimações (ABS, DIF 1 e DIF 2), dado seus números condicionais menores que 30¹³. Somente a estimação COND apresentou multicolinearidade. Contudo, pode ser verificada a ausência de normalidade, através do teste Jarque-Bera, e a presença de heterocedasticidade, através do teste Koenker-Basset (que é computado somente quando os erros não são normais), ao nível de 1% em todas as estimações.

A última parte da tabela apresenta os diagnósticos para a dependência espacial. Para esses testes, a matriz de pesos espaciais utilizada na estimação é a *rook* (torre), uma vez que essa matriz que capta a maior autocorrelação dos resíduos, segundo o procedimento de Baumont (feito para os resíduos dessas estimações). O teste global *I* de Moran sugere a presença de autocorrelação espacial em todas as estimações, todavia, ele é incapaz de fornecer informações relativas à qual tipo de dependência existente. Já os testes de multiplicador de Lagrange (ML) indicam o tipo de dependência espacial existente. Os valores significativos dos testes ML apontam dependência espacial tanto na forma de defasagem quanto na de erro para as estimações ABS, COND, DIF 1 e DIF 2. .

As próximas seções apresentarão os modelos que consideram a dependência espacial nessas duas formas. Também serão estimados modelos que consideram o transbordamento das variáveis das variáveis explicativas. Nessas estimações será utilizada a primeira diferença entre os períodos 1999/2002 e 2002/2005, controlando, portanto, os efeitos das variáveis não observadas que são constantes no tempo. Os modelos SAR e SDM são estimados pelo método de variáveis instrumentais, utilizando, respectivamente, *WX* e *WWX* como instrumentos, onde *X* é a matriz de variáveis explicativas. Já os modelos SEM e SDEM são estimados pelo Método Generalizado dos Momentos (MGM). Para corrigir o problema da heterocedasticidade, são estimados modelos robustos, através do uso da matriz de variância-covariância consistente de White.

¹³ Para que seja detectada multicolinearidade é necessário que o número condicional esteja acima de 30.

5.2.1 Modelos de Dependência Espacial para a primeira diferença entre os períodos 1999/2002 e 2002/2005

Depois de verificada a presença de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo de primeiras diferenças (DIF 2), são desenvolvidos os modelos de dependência espacial, tendo como base a primeira diferença dos períodos 1999/2002 e 2002/2005. A tabela 5.5 apresentará os resultados desses modelos.

O modelo SLX sugere o transbordamento espacial das seguintes variáveis: *PIBi*, *CH*, *GAP* e *CTT*. Em outras palavras, pode-se dizer que essas variáveis impactam não somente a taxa de crescimento do município ao qual se referem, mas também afetam o crescimento econômico dos municípios vizinhos. É importante frisar que a variável referente ao capital humano não apresenta impactos significativos diretos sobre a taxa de crescimento, entretanto os resultados apontam a existência de transbordamentos da mesma. Assim, pode-se dizer que os níveis de capital humano dos municípios vizinhos afetam a taxa de crescimento de determinado município. Ao analisar os efeitos marginais totais (tabela 5.6), percebe-se que os resultados referentes às variáveis *PIBi* e *CH* condizem com as previsões da teoria. A variável *PIBi*, apresenta um impacto total negativo, uma que, apesar do efeito indireto dessa variável ser positivo, ele apresenta uma menor magnitude do que o efeito direto. Assim como apresentado Ertur e Koch (2007), esse resultado demonstra que os transbordamentos de algumas variáveis explicativas podem reduzir os impactos dessas sobre a taxa de crescimento econômico. Já a variável *FPM* apresenta, mais uma vez, um impacto total negativo, indicando que essas transferências de recursos podem não estar sendo eficientes em relação à elevação do crescimento econômico. Maranduba Jr. e Almeida (2008) fazem uma análise das transferências para os municípios mineiros, encontrando um resultado parecido ao encontrado por esse trabalho, onde as transferências afetam negativamente a taxa de crescimento econômico. A variável *CTT* aponta que a carga tributária dos municípios estaria trazendo benefícios ao crescimento econômico. Além disso, nota-se que as variáveis *GAP*, *DCA*, *DCO* e *ROY* não afetam a taxa de crescimento econômico.

O modelo SAR identifica a presença de dependência espacial na forma de defasagem, dado o ρ significativo estatisticamente. Contudo, comparando os impactos marginais totais desse modelo (tabela 5.6) com os do modelo de primeiras diferenças (coluna DIF 2, tabela 5.4), percebem-se algumas diferenças. A variável *PIBi*, que na estimação DIF 2 apresenta um

coeficiente igual a -1,059, no modelo SAR apresenta um impacto total igual a -1,419. Outro ponto interessante é que nesse modelo (SAR), as variáveis *CH* e *DCA* não impactam o crescimento econômico municipal.

Tabela 5.5: Resultados Globais dos Modelos de Dependência Espacial para os Municípios Brasileiros

Variável dependente: $\ln(\text{PIB}_i/\text{PIB}_{i-1})$					
Variáveis	SLX	SAR	SDM	SEM	SDEM
Constante	0.011 *	0.041 ***	0.001	0.011 ***	0.009 **
PIBi	-1.083 ***	-0.982 ***	-1.095 ***	-1.019 ***	-1.089 ***
CH	0.002	0.002	0.000	0.000	0.000
GAP	0.000 ***	0.000 **	0.000	0.000	0.000
FPM	-0.007 **	-0.006 **	-0.008 ***	-0.007 ***	-0.007 **
DCA	0.002	-0.001	0.002	0.002	0.003
DCO	0.002	0.002	0.004	0.004	0.002
CTT	0.015 ***	0.020 ***	0.011 ***	0.010 ***	0.011 ***
ROY	0.007	0.005	0.006	0.006	0.005
WPIBi	0.112 ***		0.836 ***		0.033
WCH	0.012 ***		0.002 **		0.002
WGAP	0.000 *		0.000 **		0.000 *
WFPM	0.002		0.005		-0.001
WDCA	-0.005		-0.002		0.004
WDCO	-0.012		-0.008		-0.008
WCTT	0.035 ***		0.004		0.007
WROY	-0.003		-0.006		-0.001
ρ (lag)		0.308 ***	0.739 ***		
λ (erro)				0.742 ***	0.742 ***
AIC	-2461.97	-2802.94	-3680.81	-3687.71	-3682.83
SC	-2349.53	-2736.81	-3561.76	-3628.18	-3570.39
N ^o de observações	11014	11014	11014	11014	11014
<i>Missing</i>	170	170	170	170	170

Fonte: elaboração própria.

Obs: i) *Missing* refere-se ao número de municípios não utilizadas na estimação; ii) *, **, *** referem-se aos coeficientes significativos a, respectivamente, 1, 5 e 10%.

Ao analisar o modelo Durbin Espacial (SDM), os critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SC) mostram uma melhora no ajustamento do modelo, tanto quando

comparado ao modelo SLX quanto ao modelo SAR, indicando a existência de dependência espacial na forma de defasagem e de transbordamentos espaciais das variáveis explicativas. Comparando os impactos totais (tabela 5.6) do modelo SDM aos do modelo SLX, percebe-se uma grande semelhança em relação aos sinais de tais impactos. Contudo, cabe ressaltar que a variável *FPM* apresenta um impacto de maior magnitude quando a dependência na forma de defasagem espacial é considerada no modelo.

Na tabela 5.5 percebe-se que os critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SC) apontam o mesmo modelo SEM como o mais ajustado, dados os menores valores desses critérios (AIC e SC) para tal modelo (SEM) quando comparado aos demais.

Tabela 5.6: Impactos Marginais Totais dos Modelos de Dependência Espacial

Variáveis	SLX	SAR	SDM	SEM	SDEM
PIBi	-0.971	-1.419	-0.992	-1.019	-1.089
CH	0.012	0.000	0.008	0.000	0.000
GAP	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
FPM	-0.007	-0.009	-0.031	-0.007	-0.007
DCA	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DCO	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
CTT	0.050	0.029	0.042	0.010	0.011
ROY	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fonte: elaboração própria.

Obs: Para o cálculo dos impactos totais são considerados apenas os coeficientes significativos ao nível de 10%.

O modelo SEM, por meio do coeficiente significativo λ , aponta a existência de dependência na forma de erro autorregressivo. Ou seja, as variáveis não observadas presentes no termo de erro (ε) não afetam somente a taxa de crescimento econômico de determinado município, mas também a taxa de crescimento dos seus vizinhos. Novamente, é possível perceber a existência de um processo de convergência condicional, dado o impacto total negativo do PIB *per capita* inicial (*PIBi*), igual -1.019, sobre a taxa de crescimento econômico. Da mesma forma que nos outros modelos, as variáveis *gap* de produtividade (*GAP*), despesas de capital (*DCA*), despesas correntes (*DCO*) e volume recebido de *royalties* (*ROY*) não impactam as taxas de crescimento. Já a variável *FPM*, indica que as transferências

referentes ao Fundo de Participação Municipal afetam o crescimento negativamente, ao passo que a carga tributária total (*CTT*) afeta positivamente.

O modelo SDEM sugere que a dependência espacial ocorre de duas formas: na forma de erro autorregressivo, dado o λ significativo, e também na forma de transbordamentos espaciais das variáveis explicativas. Contudo, nenhuma das defasagens das variáveis explicativas (com exceção da defasagem da variável *GAP*, que apresenta impacto igual a 0,000) se mostra significativa estatisticamente.

Por fim, cabe ressaltar que, ao analisar os efeitos marginais totais das variáveis explicativas em todos os modelos de dependência, é possível perceber que todas as variáveis apresentam comportamentos semelhantes. A única exceção é a variável *CH* que, nos modelos *SLX* e *SDM*, apresenta um impacto positivo sobre a taxa de crescimento econômico, corroborando a teoria que prevê que o capital humano afetaria o crescimento de uma região.

Considerando o modelo SEM como o que melhor se ajusta, testam-se os seus resíduos quanto à persistência da dependência espacial. De acordo com a estatística *I* de Moran é possível dizer, ao nível de 0,1% de significância, que os resíduos não apresentam indícios de autocorrelação espacial¹⁴. Corrigido esse problema, o próximo passo é a estimação de um modelo de Erro Autorregressivo Local. Ao comparar o critério de informação do modelo local com o do modelo SEM global, percebe-se uma melhora no ajustamento, dado a redução do AIC de -3687,71 para -3747,20.

O teste de Monte-Carlo, cuja hipótese nula é a estacionariedade dos coeficientes, está apresentado na tabela 5.7. O teste indica que os coeficientes relativos às variáveis *CH*, *GAP*, *DCA* e *DCO* são estacionários, ou seja, não variam entre os municípios. Dessa forma, para essas variáveis, consideram-se os impactos (e os coeficientes) globais para todos os municípios brasileiros.

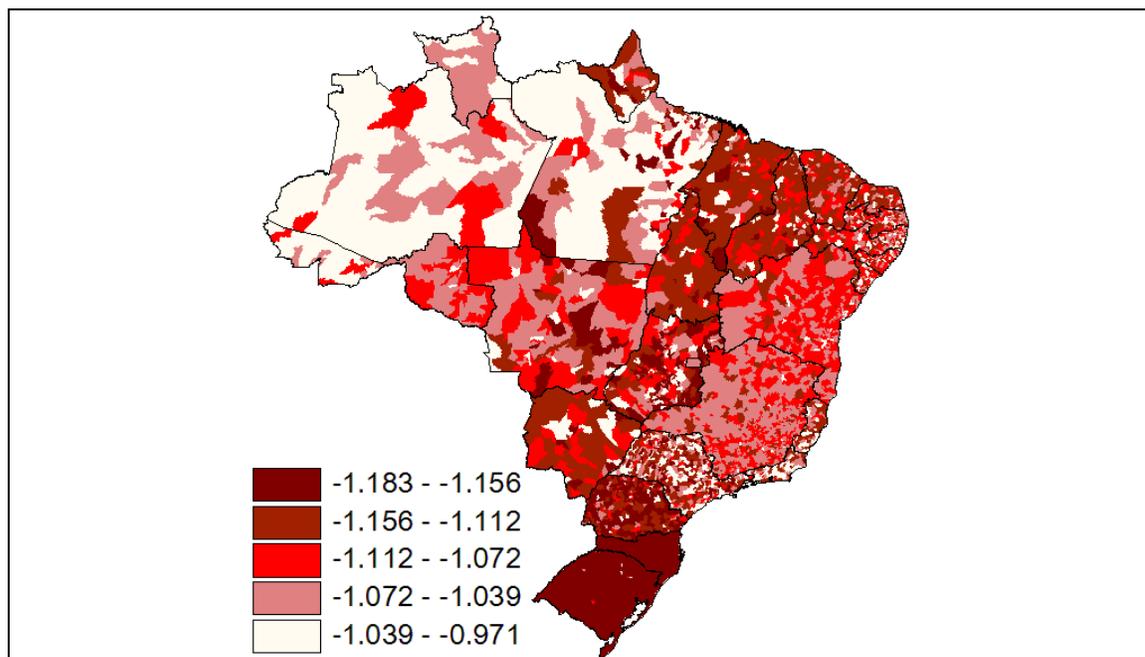
¹⁴ É computado por meio da estatística *I* de Moran um *z-value* igual a -1.474.

Tabela 5.7: Teste de Monte-Carlo para o modelo SEM

Coefficiente	p-valor
Constante	0.010
PIBi	0.030
CH	0.940
GAP	0.120
FPM	0.010
DCA	0.410
DCO	0.160
CTT	0.000
ROY	0.010

Fonte: elaboração própria.

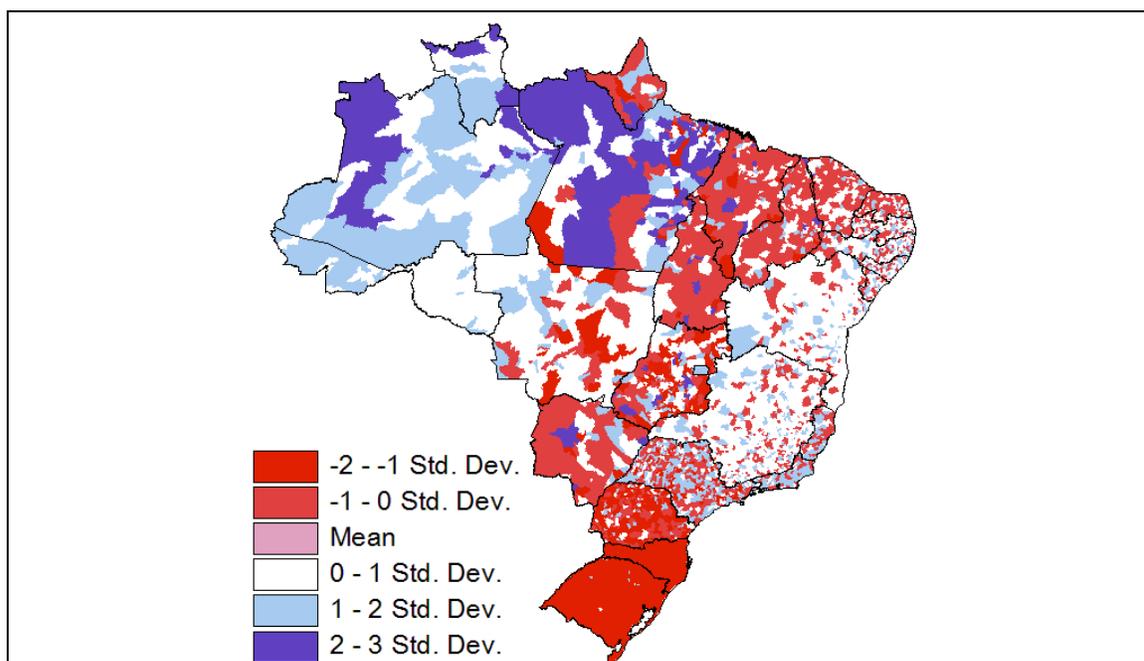
O teste de Monte-Carlo aponta que as variáveis relativas ao PIB *per capita* inicial (*PIBi*), ao Fundo de Participação Municipal (*FPM*), à carga tributária total (*CTT*) e ao volume recebido de *royalties* (*ROY*) são não estacionárias, ou seja, apresentam impactos específicos em cada município.

Figura 5.3 Impactos Totais Locais da Variável *PIBi* nos Municípios Brasileiros

Fonte: elaboração própria.

Observa-se na figura 5.3 que os impactos do PIB *per capita* inicial sobre a taxa de crescimento econômico são significativos e negativos em todos os municípios, indicando a existência de um processo de convergência. Contudo, é importante ressaltar que cada município está convergindo para a sua própria renda de equilíbrio e, portanto, não se pode afirmar que essa tendência a convergência estaria ocasionando uma redução da desigualdade de renda entre os municípios. Quanto à magnitude dos impactos, há uma grande diversidade e esses variam entre -0,97 a -1,183. No geral, os municípios da região Norte apresentam um menor impacto do PIB *per capita* sobre a taxa de crescimento, ao passo que os municípios da região Sul e dos estados do Tocantins (TO), do Maranhão (MA) e do Piauí (PI) apresentam impactos maiores.

Figura 5.4: Períodos de Meia-Vida dos Municípios Brasileiros



Fonte: elaboração própria.

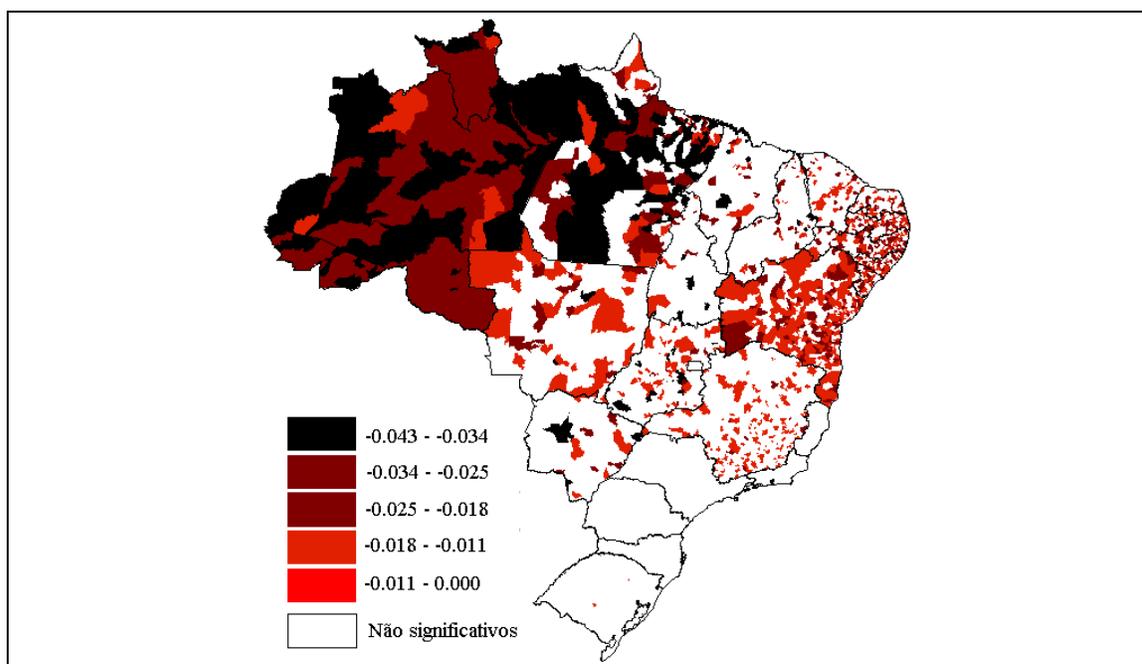
Obs.: i) *Std. Dev.* e *mean* referem-se, respectivamente, a desvio-padrão e média.

Já a figura 5.4, apresenta a variação do período de meia-vida entre os municípios brasileiros. Percebe-se que, no geral, os municípios da região Sul e dos estados do Tocantins (TO), do Maranhão (MA) e do Piauí (PI), representados pelas cores vermelho escuro e vermelho claro, apresentam menores período de meia-vida, ou seja, estão mais “próximas” da sua renda de equilíbrio. Já os municípios da região Norte, no geral, apresentam um maior tempo para que a sua renda de equilíbrio seja alcançada. Cabe ressaltar que a velocidade de convergência dos municípios varia entre 11 e 13%, sendo esse valor é bem maior do que o

encontrado por Barro e Sala-i-Martin (1995) (igual a 2,2%). Assim como foi dito em relação às áreas mínimas, esse resultado é esperado, uma vez que existem menos barreiras para a mobilidade de trabalho e capital dentro de um país do que entre países.

A figura 5.5 indica que grande parte dos impactos referentes à variável *FPM* não são significativos, ou seja, para esses municípios o Fundo de Participação Municipal não afeta a taxa de crescimento. Nos municípios onde há o impacto dessa variável, esse é negativo. Dessa forma, pode-se dizer que essa política de transferência de recursos não estaria trazendo benefícios em termos de crescimento do PIB *per capita* dos municípios. Uma justificativa para esse fato é que o Fundo de Participação Municipal estaria transferindo recursos dos “ricos” para os “pobres” municípios. Tal fato inibiria as atividades produtivas dos municípios mais “ricos” sem estimular essas atividades nos municípios mais “pobres” (GOMES e MAC DOWELL, 2000).

Figura 5.5: Impactos Totais Locais da variável *FPM* nos Municípios Brasileiros

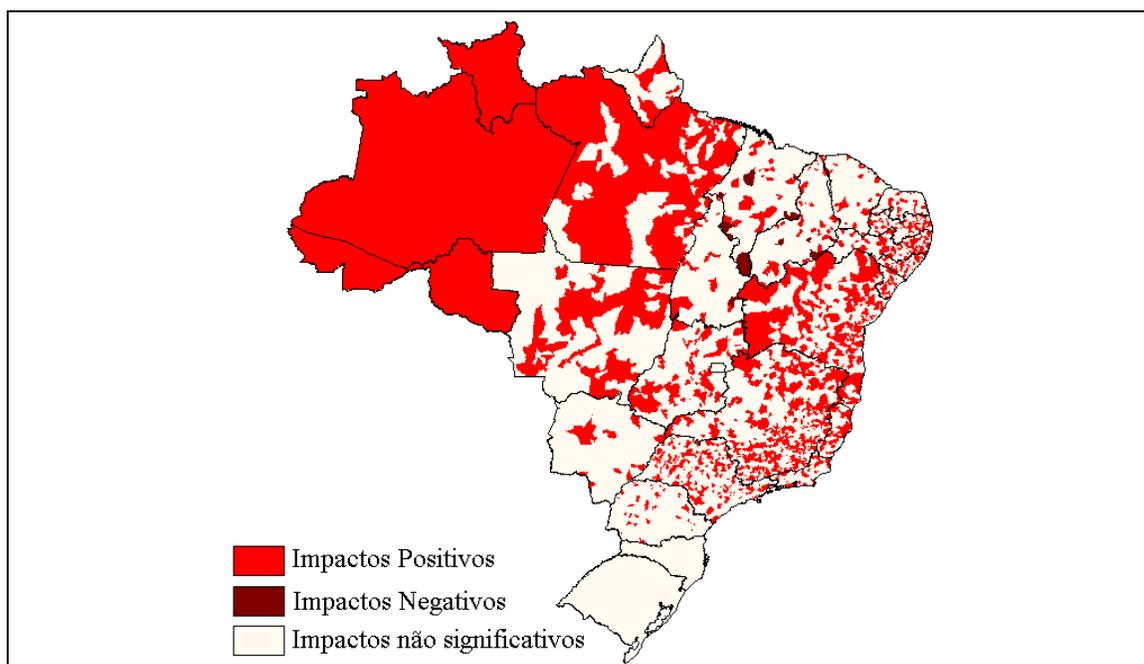


Fonte: elaboração própria.

A figura 5.6 apresenta os impactos totais locais da variável *CTT*. A minoria de municípios, sendo esses localizados nos estados do Maranhão e do Piauí (PI), apresenta impactos negativos. O resultado desses municípios corrobora a teoria que argumenta que os tributos seriam uma forma de transferir renda de setores mais produtivos para setores menos produtivos e, portanto, inibiriam o crescimento econômico das regiões. Entretanto, na grande

maioria dos municípios, com enfoque para os municípios da região Norte, a carga tributária total (*CTT*) apresenta um impacto positivo. Esse resultado poderia ter sido recorrente da descentralização fiscal ocorrida por meio da Constituição Federal de 1988. Com a Nova Constituição, as esferas subnacionais, entre elas os municípios, passam a ter mais autonomia em relação às suas receitas e despesas e esse fato teria como consequência um aumento da competição entre os municípios. Na tentativa de atrair ou manter os seus contribuintes, os municípios buscariam formular políticas fiscais eficientes e que estivessem de acordo com as preferências da população local. Dessa forma, devido à maior eficiência das políticas fiscais, a carga tributária dos municípios poderia estar sendo revertida em benefícios para a sociedade, principalmente no que tange ao crescimento econômico local.

Figura 5.6: Impactos Totais Locais da variável *CTT* nos Municípios Brasileiros

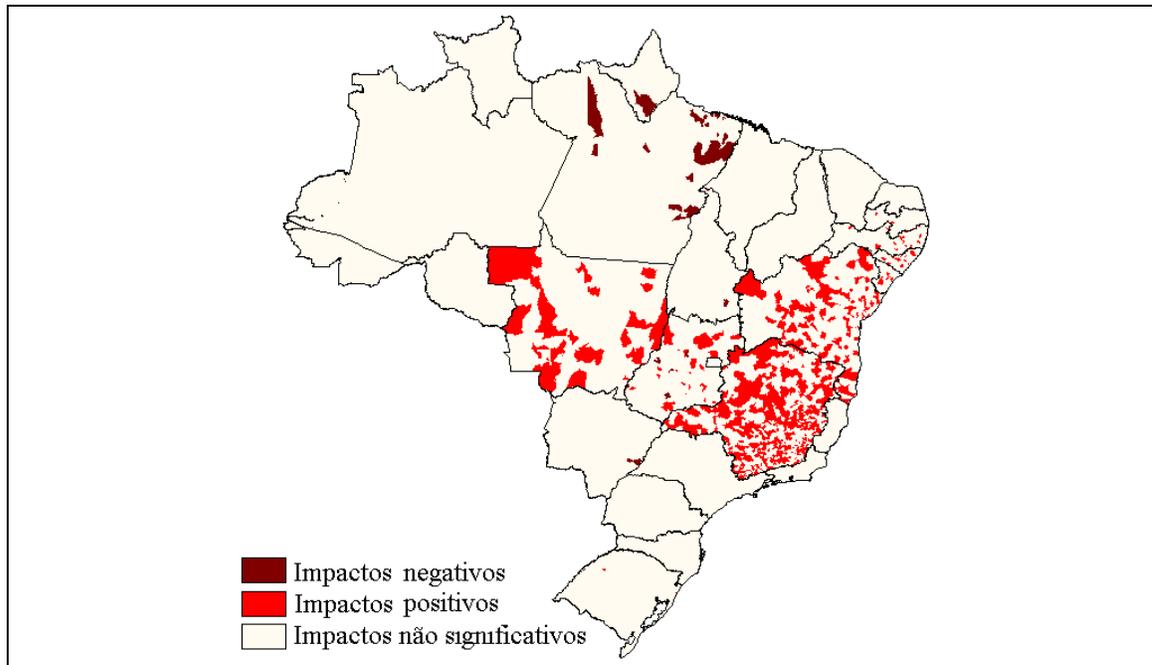


Fonte: elaboração própria.

Por fim, a figura 5.7 apresenta os impactos dos *royalties* (*ROY*) sobre o crescimento econômico. Pode-se observar que, ao contrário do encontrado por Postali (2007), na grande maioria dos municípios onde os impactos dos *royalties* são significativos, esse impacto é positivo. Verifica-se, então, que o recebimento de *royalties* do petróleo estaria aumentando a atividade produtiva dos municípios e, conseqüentemente, influenciando positivamente o crescimento econômico. Entretanto, vale observar que em diversos municípios recebedores de *royalties*, como os municípios dos estados do Rio de Janeiro e Espírito Santo, os *royalties* não

estariam afetando o crescimento econômico, indicando que as políticas de distribuição desse benefício deveriam ser revistas.

Figura 5.7: Impactos Totais Locais da variável *ROY* nos Municípios Brasileiros



Fonte: elaboração própria.

6 Considerações Finais

O presente trabalho verifica o processo de convergência condicional local para os municípios brasileiros no período 1999/2005 e também o processo de convergência absoluta local para as áreas mínimas comparadas (AMCs) brasileiras no período 1980/2007, considerando a dependência espacial nas formas de erro, de defasagem e de transbordamentos das variáveis explicativas. Tais análises locais visam averiguar a existência de coeficientes β e de velocidades de convergência específicos para cada região. Busca-se também analisar se a carga tributária, as despesas (corrente e de capital) e os royalties de petróleo recebidos afetam tanto o crescimento econômico dos municípios.

Em relação às AMCs, observa-se uma tendência à convergência de renda em todas as áreas. Contudo, convém observar que tal processo se dá de maneira específica em cada uma delas, ou seja, cada área apresenta um beta e uma velocidade próprios. É de suma importância frisar que esse resultado não sugere um processo de convergência de renda entre as áreas mínimas, mas sim sugere que cada AMC está convergindo para a sua própria renda de equilíbrio. Dessa forma, ao contrário do processo de convergência de renda absoluta que leva a uma redução da desigualdade de renda, não se pode dizer que esse processo de convergência local estaria afetando a desigualdade de renda entre as regiões. É constatada a presença de dependência espacial nas formas de erro e de transbordamento da variável explicativa. Em outras palavras, pode-se dizer que as variáveis não observadas contidas no termo de erro das áreas vizinhas, bem como as suas rendas *per capita* iniciais afetam o crescimento econômico da área em questão. No que tange aos impactos do PIB *per capita* inicial, percebe-se que as áreas que apresentam um maior impacto e maior velocidade de convergência encontram-se, no geral, nos estados da Bahia (BA), Espírito Santo (ES), Rio de Janeiro (RJ), Amazonas (AM) e Acre (AC) e em parte da região Sul. Ao passo que as áreas com menores impactos e menores velocidades de convergência encontram-se basicamente nas regiões Nordeste e Centro-Oeste e no estado do Pará (PA). Vale ressaltar também as velocidades de convergência encontradas são compatíveis a um período de meia-vida igual que varia entre 18 e 28 anos.

Referente aos municípios brasileiros observa-se a existência de dependência espacial na forma de erro, sugerindo que as variáveis não observadas (que não foram eliminadas por meio do modelo de primeiras diferenças) dos municípios vizinhos, afetam a taxa de

crescimento econômico do município em análise. O modelo de coeficientes locais aponta que as variáveis relativas ao capital humano, às despesas correntes e de capital e ao *gap* de produtividade são estacionárias, ou seja, influenciam a taxa de crescimento da mesma forma em todos os municípios.

Os resultados indicam um processo de convergência de renda local. Dessa forma, assim como é encontrado para as áreas mínimas comparáveis, esse resultado não sugere que os municípios estejam convergindo para uma determinada renda de equilíbrio, nem mesmo que estejam convergindo a uma mesma taxa. Uma vez que os impactos do PIB *per capita* inicial sobre a taxa de crescimento econômico não são estacionários, ou seja, são específicos para cada região, cada município possui a sua renda de equilíbrio e a sua velocidade de convergência. Percebe-se que, no geral, os municípios da região Sul e dos estados do Tocantins (TO), do Maranhão (MA) e do Piauí (PI) apresentam os maiores impactos do PIB *per capita* e, portanto, estariam mais “próximos” da sua renda de *steady state*. Já os municípios da região Norte, no geral, apresentam impactos de menor magnitude.

Quanto às despesas de capital, nota-se que os investimentos municipais não são produtivos, uma vez que não contribuem para o crescimento econômico como previsto pela teoria. Ademais, também é verificado que as despesas correntes não impactam o processo de crescimento econômico dos municípios.

O volume recebido de *royalties* do petróleo, o Fundo de Participação Municipal e a carga tributária total, assim como o PIB *per capita* inicial, apresentam impactos específicos entre os municípios. Em relação aos *royalties* de petróleo, observa-se que, apesar de alguns municípios apresentarem impactos positivos dessa variável, no geral, ela não impacta o crescimento. Dessa forma, é importante que sejam formuladas políticas de distribuição dos *royalties* mais eficientes, para que os benefícios decorrentes do recebimento de *royalties* sejam estendidos a outros municípios.

O Fundo de Participação Municipal, as despesas correntes e a carga tributária apresentam impactos específicos entre os municípios. Um dos objetivos básicos desse tipo de política de transferências de recursos é a redução das desigualdades de renda entre os municípios, entretanto, em todos os municípios brasileiros, o FPM apresenta um impacto negativo sobre o crescimento, sugerindo que essa política de transferência de recursos não esteja sendo eficiente.

A carga tributária municipal apresenta um comportamento interessante, apesar do seu impacto não significativo em diversos municípios, em outras cidades essa variável impacta positivamente o crescimento. Tal resultado sugere que, em na maioria dos municípios, as políticas fiscais concernentes aos tributos municipais estejam atendendo as preferências locais de maneira eficiente, em alguns municípios.

Por fim, vale destacar que políticas públicas podem (e devem) ser formuladas, objetivando uma aceleração do processo de crescimento dos municípios e das áreas mínimas brasileiras. É interessante que os benefícios conferidos pela carga tributária e pela política de distribuição de *royalties* de petróleo sejam ainda mais explorados em todos os municípios, uma vez que essas variáveis contribuem para o crescimento econômico. No que concerne às despesas de capital, deve-se buscar a formulação de políticas mais eficientes, que visem efetivamente à realização de investimentos produtivos. Além disso, os critérios para as transferências de recursos, especificamente para as transferências relativas às cotas do Fundo de Participação Municipal devem ser revistos, para que esses de fato contribuam para o crescimento econômico dos municípios brasileiros.

7 Referências Bibliográficas

- ABRAMOVITZ, Moses. Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. **Journal of Economic History**, vol. 46, 1986.
- AGHION, P. e HOWITT, P. A Model of Growth Through Creative Destruction. **Econometrica**, v. 60, 1992.
- AGHION, P. e HOWITT, P. The Economics of Growth. **MIT Press**, 2009.
- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009. Mimeografado.
- ALVES, R. F. e FONTES, R. Clubes de Convergência entre os Municípios de Minas Gerais. In: Seminário sobre Economia Mineira, Diamantina. **Anais**. Diamantina. 2000.
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. **Geographical Analysis**, 27, n. 2, 1995.
- ANSELIN, L. e BERA, A. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. In: ANSELIN, L. e BERA, A. **Handbook of Applied Economic Statistics**. Marcel Dekker. New York. 1998.
- AZZONI, C. R. Concentração Regional e Dispersão das Rendas per capita Estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**. Vol. 27, n. 3, São Paulo, 1997.
- AZZONI, C., MENEZES FILHO, N., MENEZES, T. e SILVEIRA NETO, R. **Geografia e Convergência de Renda entre os Estados Brasileiros**. IPEA, 2000. Disponível em: <http://desafios.ipea.gov.br/sites/000/2/download/livro_desigualdade_probreza/capitulo11.pdf>.
- BARRETO, R. C. S. **Desenvolvimento Regional e Convergência de Renda nos Municípios do Estado do Ceará**. (Tese de Doutorado) – Viçosa, MG – UFV, 2007.
- BARRETO, R. C. S. ALMEIDA, E. A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB *per capita* no Ceará. 2008. In Fórum BNB 2008. **Anais**. Disponível em: <www.bancodonordeste.com.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2008/docs/a_contribuicao_do_capital.pdf>
- BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**. 1992.
- BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: Mc Graw - Hill. 1995.
- BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. **The MIT Press**. Second edition, 2004.
- BAUMOL, William J. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show. **American Economic Review**. Vol. 76, 1986.

BAUMOL, Willian J. e WOLFF, Edward N. Productivity Growth, Convergence and Welfare: Reply. **American Economic Review**. Vol. 78, N.5, 1988.

BAUMONT, C. **Spatial Effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo., Université de Bourgogne, 2004.

CÂNDIDO JÚNIOR, J. O. Os Gastos Públicos no Brasil são Produtivos? **Planejamento e Políticas Públicas**. N. 23, jun, 2001.

CASS, D. Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. **Review of Economics Studies**, vol. 32, 1965.

CHATTERJI, M. Convergence Clubs and Endogenous Growth. **Oxford Review of Economic Policy**. Oxford Universty Press, 1992.

COSTA, R. F. R. e LIMA, F. S.. O impacto da Política Fiscal Local sobre o Crescimento Econômico: um Estudo em *Cross Section* para os Municípios Potiguares. In: Fórum BNB. **Anais**. 2008.

CRAVO, T. e SOUKIAZIS, E. O Capital Humano como Fator Determinante para o Processo de Convergência entre os Estados do Brasil. In: Encontro Regional de Economia/Nordeste: Estratégias de Desenvolvimento Regional. **Anais**. 2006.

CUNHA, J. C. **Nova Geografia Econômica: um ensaio para o Brasil**. (Dissertação de Mestrado) – Porto Alegre, RS – Faculdade Ciências Econômicas – UFRGS, 2008.

DURLAUF, S.N e JOHNSON, P. **Local versus Global Convergence across National Economies**. Working paper n. 3996, National Bureau of Economic Researches, Cambrigde, 1992.

ERTUR, C. e KOCH, W. Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence. **J. Appl Econ**. V. 22, 2007.

FERREIRA, A. H. B. O Debate sobre a Convergência de Renda *per Capita*. **Nova Economia**. V. 5, dez ,1995.

DELONG, J. B. Productivity Growth, Convergence and Welfare: comment. The **American Economic Review**, 1988.

FERREIRA, P.C. e ELLERY Jr, R. Convergência Entre a Renda *per Capita* dos Estados Brasileiros. **Revista de Econometria**, 1996.

FERREIRA, P.C. e ELLERY Jr, R. Crescimento Econômico, Retornos Crescentes e Concorrência Monopolística. **Revista de Economia Política**, v. 16, n. 2, 1996.^b

FERREIRA, R. T. e CRUZ, M. A. Clubes de Convergência na Desigualdade de Renda nos Municípios Brasileiros. In: Encontro Nacional de Economia, 2008. **Anais**.

FOCHEZZATO, A e STULP, V. J. Análise de Convergência de Renda per Capita entre os municípios do Rio Grande do Sul, 1985 a 1998. **Ensaios FEE**. Vol. 29, n. 1, 2008. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/view/2162>>.

FOTHERIGAN, A. S., BRUNSDON, C. e CHARLTON, M. **Geographically Weighted Regressions: the Analysis of Spatially Varying Relationships**. John Wiley & Sons Ltd, 2002.

GETIS, A. e ORD, J. K. The analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. **Geographical Analysis**, vol. 24, 1992 *apud* ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009. Mimeografado.

GIAMBIAGI, F. *et al.* **Economia Brasileira Contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier Editora, 2005.

GOMES, G. M. e MAC DOWELL, M. C. **Descentralização Política, Federalismo Fiscal e Criação de Municípios: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social**. Brasília: IPEA, fev, 2000. (Texto para discussão, 706).

GONÇALVES, E., RIBEIRO, E. C. B. A., e FREGUGLIA, R. S. Transbordamentos de Conhecimento e Capacidade de Absorção: Uma análise para os Estados Brasileiros. In: XXXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC. **Anais**. 2010. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro_2010.htm#TRABALHOS>.

GROLLI, P. A, OLIVEIRA, C. A. e JACINTO, P. A. Crescimento Econômico e Convergência com a Utilização de Regressões Quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul (1970 a 2001). In: XXXIV Encontro Nacional de Economia – ANPEC. **Anais**. 2006. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A014.pdf>>.

GROSSMAN, G. M. e HELPMAN, E. **Innovation and Growth – in the Global Economy**. MIT Press, 1991.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 4ª Ed. Ed Campus, Rio de Janeiro, 2006.

HIGACHI, H., CANUTO, O. e PORCILE, O. Modelos Evolucionistas de Crescimento Endógeno. **Revista de Economia Política**. V. 19, n. 4, 1999.

KELEIJIAN, H. H e PRUCHA, I. R. A generalized Moments Estimator for the Autorregressive Parameter in a Spatial Model. **International Economic Review**, vol. 40, n. 2, 1999 *apud* ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009. Mimeografado.

KOOPMANS, T. C. **On the Concept of Optimal Economic Growth**. The Econometric Approach to Development Planning, Amsterdam, 1965.

KRUGMAN, P. What's New about New Economic Geographic. **Oxford Review of Economic Policy**. V. 14, 1998.

LUCAS, R. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, 1988.

MANKIW, N., ROMER, D. WEIL, D. **A contribution to the empirics of economic growth**. The Quarterly Journal of Economics. V.107, p. 407-37, 1992.

MAGALHÃES, A. M. **Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial**. In Encontro Nacional de Economia – ANPEC. **Anais**. 2001. Disponível em: <www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200105056.pdf>.

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

MARANDUBA Jr, N. G. **Política Regional, Crescimento Econômico e Convergência de Renda em Minas Gerais**. (Dissertação de Mestrado) – Juiz de Fora, MG – Faculdade de Economia e Administração – UFJF, 2007.

MARANDUBA Jr, N. G e ALMEIDA, E. S. Eficiência e Eficácia da Política Regional em Minas Gerais. In: XXXVI Encontro da ANPEC. **Anais**. Salvador, 2008. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro_2008.htm>.

MARQUES, L. D. **Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: Revisão de Literatura**. Faculdade de Economia do Porto, Portugal, 2000. Disponível em: <<http://www.fep.up.pt/investigacao/workingpapers/wp100.PDF>>.

MENEZES, T. A. e AZZONI, C. R. Convergência de Renda Real e Nominal entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: uma análise de dados em painel. In: XXVIII Encontro da ANPEC. **Anais**. Campinas, 2000. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br/artigos/a0024.pdf>>.

MENEZES, T. A. e AZZONI, C. R. Convergência de Salários entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: Custo de Vida e Aspectos de Demanda e Oferta de Trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Vol. 36, n. 3, dez, 2006.

MONASTERIO, L. M. e ÁVILA. R. P. Uma Análise Espacial do Crescimento Econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). **Economia**. Vol. 5, n.2, p.269–296, jul./dez. 2004.

MORAN, P. A. P. The Interpretation of Statistical Maps. **Journal of Royal Statistical Society**, series B, vol. 10, n. 2, 1948 *apud* ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009. Mimeografado.

NUNES, R. C. e NUNES, S. P. P. O Papel dos Fundos de Participação dos Estados – FPE- na Convergência de Renda *per Capita* dos Estados Brasileiros. **Revista de Economia e Estadística**, Universidad Nacional de Córdoba, 2005.

OLIVEIRA, C. A. Externalidades Espaciais e o Crescimento Econômico das Cidades do Estado do Ceará. In: Encontro Regional de Economia. **Anais**. 2005.

ODLAND, J. **Spatial Autocorrelation**. Sage publications, Londres, 1988. *Apud* ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009. Mimeografado.

OREIRO J. L. Progresso Tecnológico, Crescimento Econômico e as Diferenças Internacionais nas Taxas de Crescimento de Renda *per Capita*: uma crítica aos modelos neoclássicos de crescimento. **Economia e Sociedade**. Campinas, v. 12, jan, 1999.

PAIXÃO, S. A., DINIZ, M. B., OLIVEIRA, J. N., FERREIRA, R. T.. Amazônia Legal: Análise de Convergência da Renda Municipal a Partir de um Modelo de *Threshold*. In: Fórum BNB. **Anais**. 2008.

PEROBELLI, F. S. FARIA, W. R. FERREIRA, P. G. C. Análise de convergência espacial do PIB *per capita* em Minas Gerais: 1975-2003. In: Fórum BNB 2006. **Anais**. Disponível em: <www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2006/docs/analise_de_convergencia.pdf, 2007>.

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

PINTO COELHO, R. L. **Dois Ensaio sobre a Desigualdade de Renda dos Municípios Brasileiros**. (Dissertação de Mestrado) – Belo Horizonte, MG – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG, 2006.

PORSSE, A. A. Dinâmica da Desigualdade de Renda Municipal no Rio Grande do Sul: evidências da análise estatística espacial. In: VI Encontro Nacional da ABER **Anais**. Sergipe, 2008.

PÔRTO Jr., S. S. e RIBEIRO, E. P. Dinâmica de Crescimento Regional – uma Análise Empírica para a Região Sul. **Revista Econômica do Nordeste**. V. 31, Nov, 2000.

PÔRTO Jr., S. S. e SOUZA, N. J. Desenvolvimento Econômico e Desconcentração Regional. In: BECKER, Dinizar Fermiano & Pedro Silveira Bandeira (orgs.) **Desenvolvimento Local-Regional; Vol.2: Respostas regionais aos desafios da globalização**. Santa Cruz do Sul: Edunisc, 2002.

POSTALI, F. A. S. Efeitos da Distribuição de Royalties do Petróleo sobre o Crescimento dos Municípios do Brasil: utilizando a Lei do Petróleo como um Experimento Natural. In: 4º PDPETRO. **Anais**. Campinas, 2007.

QUAH, D. Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs. **Journal of Economic Growth**. V. 2, 1997.

QUEIROZ, C. R. A., e POSTALI, F. A. S. *Royalties* e Arrecadação Municipal: Apontando Ineficiências do Sistema de Divisão das Rendas do Petróleo no Brasil. **Informações Fipe**. Ago, 2010.

RAMSEY, F. P. A Mathematical Theory of Saving. **The Economic Journal**. V. XXXVIII, n.152, 1928.

REBELO, S. Long Run Policy Analysis and Long Run Growth. **Journal of Political Economy**, v. 3, 1991.

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

- REY, S. J. e MONTOURI, B. D. US regional income convergence: A spatial econometric perspective. **Regional Studies**, vol. 33, n.2, p. 143-156, 1998.
- RIBEIRO, E. P. e PÔRTO Jr. S. S. Distribuição da Renda per Capita e Crescimento Entre os Municípios da Região Nordeste do Brasil - uma Análise Markoviana. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 34, n. 3, 2003.
- ROCHA, L. E., CARDOSO, D. F. e RODRIGUES, L. A. Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) e a Convergência de Renda: uma análise espacial para os municípios do estado de Minas Gerais, 1991 a 2000. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia. **Anais**. Salvador, 2008.
- ROMER, P. Increasing Returns and Long Run Growth. **Journal of Political Economy**, out, 1986.
- ROMER, P. Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy**. V. 98, 1990.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. Terceira edição, McGraw-Hill/Irwin, 2006.
- RUIZ, R. M. **A Nova Geografia Econômica: um barco com a lanterna na popa?** Texto para discussão, 200, UFMG, 2003.
- SALVATO, M. A., RAAD, R. J., ARAÚJO Jr., A. F. e PESSOA, F. M. Disparidades Regionais em Minas Gerais. In: XI Seminário sobre Economia Mineira. **Anais**. Diamantina, 2006.
- SARTORIS NETO, A. e CARVALHO, A. C. Crescimento Econômico e Externalidades Espaciais nos Municípios do Estado do Pará: 1991 e 2000. In: VII Encontro Nacional da ABER. **Anais**. 2009.
- SILVA, E., FONTES, R. e ALVES, L. F. Análise das Disparidades Regionais em Minas Gerais. In: XI Seminário Sobre a Economia Mineira. **Anais**. Diamantina, 2004.
- SILVA, A. M. e RESENDE, G. M. **Crescimento Econômico Comparado dos Municípios Alagoanos e Mineiros: uma análise espacial**. Brasília, fevereiro de 2006. Texto para discussão, n. 1162, 2006.
- SILVA Jr., G. G., VIANA, G. I., OLIVEIRA, J. M. e ABREU, E. A. P. **Uma Análise Comparativa da Convergência entre as Rendas per Capitas dos Municípios de Alagoas nos Anos de 1995 e 2005**. In: VI Encontro Nacional da ABER. **Anais**. Sergipe, 2008.
- SILVEIRA NETO, R. M. e AZZONI, C. R. **Radiografando a Convergência Regional: fontes setoriais e mudanças estruturais**. Nemesys, 2000. Disponível em: <<http://www.nemesys.org.br/download.php>>.
- SILVEIRA NETO, R. M. e AZZONI, C. R. Non-Spatial Policies and Regional Income Inequality in Brazil. In: RSAI Congress. **Anais**. São Paulo, 2008.
- SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, vol. 98, 1956.

SOUZA, N. J. e PÔRTO Jr., S. S. **Crescimento Regional e Novos Testes de Convergência para os Municípios da Região Nordeste do Brasil.** Disponível em: <www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2002_11.pdf, 2002>.

TOBLER, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. **Economic Geography.** 1970.

TROMPIEIRI NETO, N., CASTELAR, I. e LINHARES, F. C. Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: uma abordagem de painel dinâmico com Efeito *Threshold*. In: Encontro Nacional de Economia. **Anais.** Foz do Iguaçu. 2009.

VEJA, São Paulo, edição 2180, ano 43, n. 35, setembro, 2010.

WEI, I. H. D, IE, X. Beyond Convergence: Space, Scale and Regional Inequality in China. **Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie**, vol. 100, n. 1, 2009.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, **MIT Press.** Cambridge. 2002.

YILDIRIM, J. Regional Policy and Economic Convergence in Turkey: a Spatial Data Analysis. In: 18th European Advanced Studies – Institute in Regional Science. **Anais.** 2005.