

Universidade Federal de Juiz de Fora

Mestrado em Economia Aplicada

Maria Viviana de Freitas

**ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DE RENDA LOCAL ENTRE PAÍSES**

Juiz de Fora

2010

Maria Viviana de Freitas

**Análise de Convergência de Renda Local entre Países**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

Juiz de Fora

2010

Freitas, Maria Viviana de.

Análise de convergência de renda local entre países / Maria Viviana de Freitas. – 2010.

134 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 338.98

Maria Viviana de Freitas

**Análise de Convergência de Renda Local entre Países**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovada em

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida (Orientador)  
Universidade Federal de Juiz de Fora

---

Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto  
Universidade Federal de Pernambuco

---

Prof. Dr. Rogério Silva de Mattos  
Universidade Federal de Juiz de Fora

## AGRADECIMENTOS

A Deus, em primeiro lugar, por estar presente em todos os momentos da minha vida.

Ao meu querido orientador, Prof. Dr. Eduardo Almeida, por todo suporte, dedicação e confiança na condução deste trabalho, sem o qual não seria possível sua realização.

Ao Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto por engrandecer a banca com sua presença.

Ao Prof. Dr. Rogério Silva de Mattos pelas críticas na versão de qualificação que muito enriqueceram este trabalho.

Ao Prof. Dr. Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos que muito contribuiu com sugestões e críticas, desde a versão inicial do projeto.

Ao Prof. Dr. Fernando Salgueiro Perobelli, coordenador do mestrado, por toda atenção durante este período.

A todos os professores do Curso de Mestrado em Economia Aplicada (CMEA) pela expressiva contribuição para minha formação acadêmica.

À secretária Cida por sua gentileza e extrema dedicação.

Às colegas da turma de 2009: Amanda, Kênia, Erika e Taiany. Em especial, ao Joilson por fazer desses quase dois anos, um período de agradável convivência prevalecendo a amizade, a descontração, o companheirismo. Obrigada por tudo!

Aos queridos Diego (Gaúcho), Rejane, Pablo (Bira) e Claudio pela disponibilidade em ajudar.

Aos órgãos financiadores, UFJF e FAPEMIG.

À minha família: meus pais, Milton e Teresinha, por toda dedicação; minha irmã Lili pela amizade sincera; meus irmãos, Cristiano, Fabiano e Liciano pelo apoio; ao meu sobrinho Diogo pelo amor despretensioso; à minha cunhada Lyse Anne pela torcida; ao meu sobrinho Arthur, novo membro da família. Obrigada família pelo amor, incentivo e apoio incondicionais. Amo vocês!

Às minhas amigas, Maísa, Eliane (Lili), Maraísa, Fábria, Elidiane, que, mesmo longe, acompanharam o processo de concretização deste trabalho, dando todo carinho, afeto e incentivos necessários.

À minha segunda família, Grupo Católico de Estudo Bíblico SEMENTE (UFV), por me instruírem na Palavra.

Aos queridos Valéria e Newton, pois sem eles, eu não teria a chance de cursar o mestrado.

A todos que colaboraram para a realização deste trabalho, meus sinceros agradecimentos.

*Dedico este trabalho à minha família, em especial à minha irmã Lili e à minha mãe Teresinha pelo amor e apoio incondicionais. Ao meu irmão Fabiano pelo exemplo de superação e vontade de (bem) viver.*

## RESUMO

A análise de convergência de renda passou nos últimos vinte anos por diversos desenvolvimentos teóricos e empíricos. Todavia, a variedade de modelos, idéias e resultados presentes na literatura são provas cabais da importância acadêmica dessa linha de pesquisa e sua notável evolução. Neste contexto, o presente trabalho investigou a hipótese de convergência condicional numa perspectiva espacial local contribuindo, dessa forma, à literatura vigente por ocasião da busca de resultados que não sejam apenas globais, mas que provêm informação sobre o coeficiente para cada país. A taxa de crescimento do produto por trabalhador é a variável dependente utilizada para 148 países no período quinquenal compreendido entre os anos 1985 e 2005. Além das variáveis explicativas “básicas” relacionadas na literatura de convergência (PIB inicial, crescimento populacional e capital físico), variáveis explicativas adicionais foram incluídas, tais como: capital humano, expectativa de vida, gastos do governo, grau de abertura ao mercado internacional e medida de distorções do mercado. Conforme classificação da WEO/FMI, há uma nítida divisão entre países desenvolvidos e países emergentes e subdesenvolvidos o que sugere a existência de regimes espaciais distintos. A heterogeneidade espacial extrema foi tratada pela estimação de regressões ponderadas geograficamente (RPG). Os resultados da Análise Exploratória de Dados Espaciais indicaram a presença de dependência espacial global para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador para os 148 países amostrados, em um padrão de concentração. Os resultados econométricos indicam a presença de efeitos não-observados, sendo mais adequada a estimação por efeitos fixos. O modelo espacial global que melhor se ajusta aos dados é o modelo de defasagem espacial confirmando a hipótese de convergência a uma velocidade encontrada na ordem de 2,07% ao ano. Como esperado, o investimento em capital físico assim como em capital humano e a inserção no mercado internacional atuam positivamente sobre o crescimento econômico. Atuando de maneira oposta estão os gastos do governo e a medida de poder de paridade de compra. Além disso, constatou-se que a taxa de crescimento do país vizinho é um fator relevante do crescimento de um determinado país. Considerando os regimes espaciais, o melhor modelo espacial estimado para os países desenvolvidos foi o de erro espacial. A hipótese de convergência foi, mais uma vez, confirmada, alcançando uma velocidade de 1,92% ao ano. O investimento privado influencia de maneira substancial o desenvolvimento alcançado pelos mesmos ao contrário da atuação insignificante do governo. Quanto à heterogeneidade espacial extrema, por intermédio da estimação por regressões ponderadas geograficamente, foram verificadas diferenças significativas quando consideradas as respostas locais, específicas a cada país. O mapeamento dos resultados de velocidade de convergência local e meia-vida local demonstrou considerável concentração geográfica. Ademais, as evidências internacionais e as estimativas desta dissertação validam a hipótese de convergência teorizada pela vertente neoclássica de crescimento econômico. A velocidade de convergência de, aproximadamente, 2% ao ano parece ser, portanto, “uma constante onipresente”.

**Palavras-chave:** Convergência de Renda Local. Heterogeneidade Espacial. Econometria Espacial.

## ABSTRACT

Income convergence analysis has undergone in the last twenty years several theoretical and empirical developments. However, the variety of models, ideas and results put forward in literature are a compelling evidence of the relevance of this kind of research and its notorious evolution. Within this context, this study investigated the conditional convergence hypothesis in a local perspective, thereby contributing to the current literature estimating not only global results but providing information about each country coefficient. The growth rate of GDP per worker is the dependent variable for 148 countries over a five-year period between 1985 and 2005. In addition to the “basic” explanatory variables related to convergence literature (initial GDP, population growth and physical capital), other explanatory variables were included, such as: human capital, life expectancy, government spending, international markets opening degree and market distortions measurement. According to WEO/IMF classification, there is a clear division among advanced economies and other emerging markets and developing countries. This specification suggests the existence of different spatial regimes. The extreme spatial heterogeneity was handled by Geographically Weighted Regressions estimation (GWR). The results obtained by Exploratory Spatial Data Analysis indicated spatial dependence for global growth rate of GDP per worker across 148 countries in the form of a concentration pattern. The econometric results indicate unobserved effects suggesting a better fit when fixed effects are considered in the estimation. The best global spatial model is the spatial lag model confirming the convergence hypothesis and providing an estimate of 2.07% speed per year. As expected, investment in physical capital and human capital and the international market insertion act positively on economic growth. On the contrary, government spending and purchasing power parity measurement impact negatively. Moreover, the neighbors’ economic growth rate is an important factor in growth of a particular country. As to spatial regimes, the best model for advanced economies is the error spatial model. Once again convergence hypothesis was confirmed, reaching a 1.92% speed per year. Private investment influences substantially the development attained by the advanced ones, as opposed to the insignificant role played by the government. Addressing the extreme spatial heterogeneity by means of GWR approach, significant differences were verified when considering local relationships, specific to each country. Mapping results of local speed of convergence and local half-life demonstrated considerable geographic concentration. Besides, international evidences validate the convergence proposed by neoclassical economists. The speed of convergence around 2% per year seems to be “a ubiquitous constant”.

**Key-words:** Local Income Convergence. Spatial Heterogeneity. Spatial Econometrics.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

	Páginas
Mapa 1 - Exemplo de mapa de significância LISA.....	55
Mapa 2 - Exemplo de mapa de <i>clusters</i> .....	56
Mapa 3 - Mapa de <i>clusters</i> para a taxa de crescimento do PIB em 1980/1985.....	89
Mapa 4 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB em 1980/1985.....	89
Mapa 5 - Mapa de <i>clusters</i> para a taxa de crescimento do PIB em 2000/2005.....	90
Mapa 6 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB em 2000/2005.....	91
Mapa 7 - Mapa de <i>clusters</i> para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 1980/1985.....	92
Mapa 8 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 1980/1985 .....	92
Mapa 9 - Mapa de <i>clusters</i> para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 2000/2005.....	93
Mapa 10 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 2000/2005.....	93
Mapa 11 - Velocidade de convergência local para o período, em diferenças, 2005-1985, em 5% de significância. ....	112
Mapa 12 - Meia-vida local para o período, em diferenças, 2005-1985, em 5% de significância. .....	115

Gráfico 1 - Diagrama de dispersão de Moran.....	57
Gráfico 2 - Tipos de <i>kernel</i> espacial.....	69
Gráfico 3 - Diagrama de dispersão de Moran para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador relativo à sua defasagem espacial.....	85
Gráfico 4 - Diagrama de dispersão de Moran bivariado para a taxa de crescimento do PIB e o PIB referente ao ano inicial. ....	87
Gráfico 5 - <i>Box plot</i> para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador.....	94

Quadro 1 - Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre Convergência. ....	43
Quadro 2 - Estatísticas de autocorrelação espacial global.....	53
Quadro 3 - Resumo dos tipos de <i>kernel</i> espacial para os modelos RPG.....	70
Quadro 4 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico da análise de convergência .....	75

## LISTA DE TABELAS

	Páginas
Tabela 1 – Estatística descritiva dos dados .....	76
Tabela 2 – Matriz de correlação para as variáveis do modelo.....	77
Tabela 3 – Indicadores de autocorrelação espacial global da taxa de crescimento do PIB por trabalhador, 1985-2005 .....	84
Tabela 4 – Coeficiente <i>I</i> de Moran bivariado: taxa de crescimento do PIB x PIB inicial, 1985-2005. ....	86
Tabela 5 - Resultados dos modelos estimados de $\beta$ convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador (sem correção para dependência espacial), 1985 a 2005 .....	97
Tabela 6 - Resultados dos modelos estimados de $\beta$ convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador (com correção para dependência espacial), 1985 a 2005 .....	100
Tabela 7 - Resultados dos melhores modelos estimados de $\beta$ convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador, em regimes espaciais, (com correção para dependência espacial), 1985 a 2005.....	105
Tabela 8 - Resultados do modelo de coeficientes globais estimados para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador, 1985-2005 (em diferenças).....	109
Tabela 9 - Resultados do teste para variabilidade espacial (teste de significância de Monte-Carlo) .....	111

## SUMÁRIO

	Páginas
<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>14</b>
<b>2 REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>18</b>
2.1 LITERATURA TEÓRICA.....	18
<b>2.1.1 Modelo de Solow .....</b>	<b>18</b>
<b>2.1.2 A nova teoria do crescimento: Progresso tecnológico e crescimento endógeno....</b>	<b>21</b>
2.1.2.1 <i>Modelo de Romer (1986)</i> .....	22
2.1.2.2 <i>Modelo de Lucas (1988)</i> .....	23
2.1.2.3 <i>Modelos lineares</i> .....	24
2.1.2.4 <i>Modelo de Romer (1990): Crescente variedade de insumos</i> .....	24
2.1.2.5 <i>Modelo de Aghion e Howitt (1993): Crescente qualidade dos insumos</i> .....	25
<b>2.1.3 Nova Geografia Econômica.....</b>	<b>25</b>
2.2 DEFINIÇÕES E TESTES DE CONVERGÊNCIA.....	26
2.3 LITERATURA EMPÍRICA .....	29
2.4 RESUMO.....	37
<b>3 METODOLOGIA.....</b>	<b>44</b>
3.1 A HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA.....	46
3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS .....	49
3.3 MODELOS DE DADOS EM PAINEL.....	57
<b>3.3.1 Modelos de dados em painel sem dependência espacial.....</b>	<b>57</b>
<b>3.3.2 Modelos de dados em painel com dependência espacial .....</b>	<b>62</b>
3.4 REGRESSÕES PONDERADAS GEOGRAFICAMENTE – RPG .....	66
3.5 MODELO EMPÍRICO .....	72
<b>3.5.1 Descrição das variáveis.....</b>	<b>72</b>
<b>3.5.2 Modelo econométrico.....</b>	<b>77</b>
3.5.2.1 <i>Modelo de dados em painel com dependência espacial</i> .....	77
3.5.2.2 <i>Modelo de dados em painel com dependência espacial – Regimes Espaciais</i> .....	79
3.5.2.3 <i>Modelo de convergência-<math>\beta</math> condicional local com dependência espacial – RPG</i> .....	80
<b>4 RESULTADOS DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS ....</b>	<b>83</b>
4.1 AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL GLOBAL.....	83
4.2 AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL LOCAL.....	88
4.3 <i>OUTLIERS</i> ESPACIAIS.....	94
<b>5 ESTIMAÇÕES E ANÁLISES DOS MODELOS ECONOMÉTRICOS.....</b>	<b>95</b>
5.1 MODELOS DE DADOS EM PAINEL COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL.....	95
<b>5.1.1 Modelos de <math>\beta</math> convergência condicional de dados em painel com dependência espacial em nível mundial .....</b>	<b>95</b>
<b>5.1.2 Modelos de <math>\beta</math> convergência condicional de dados em painel com dependência espacial para os regimes espaciais.....</b>	<b>104</b>
5.2 MODELO DE $\beta$ CONVERGÊNCIA CONDICIONAL LOCAL – RPG.....	108
<b>6 CONCLUSÃO .....</b>	<b>116</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>121</b>
<b>APÊNDICES .....</b>	<b>128</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Crescimento é um fenômeno recente: emergiu no Reino Unido e na França no meio dos anos 1800. De acordo com as estimativas de Maddison (2001), ao longo do milênio passado, a população mundial aumentou 22 vezes, a renda *per capita* aumentou 13 vezes e o Produto Interno Bruto (PIB) mundial quase 300 vezes. Isso contrasta fortemente com o milênio anterior, quando a população mundial cresceu apenas um sexto e não houve avanço na renda *per capita*. Dos anos 1000 até 1820, o avanço da renda *per capita* se dava a um passo lento; a maior parte do crescimento foi para acomodar um aumento de quatro vezes na população. Por mais de 820 anos, a taxa média de crescimento do PIB *per capita* da economia mundial era de, somente, 1/19 por cento ou aproximadamente 0,05% ao ano.

Desde 1820, o desenvolvimento do mundo tem sido muito mais dinâmico. A renda *per capita* aumentou mais de oito vezes e a população mais que quintuplicou. O autor observa que de 1820 a 1870 foi registrado um pequeno crescimento para, então, alavancar-se de 1950 a 1973. Tal fenômeno de crescimento, no entanto, foi interrompido devido às constantes crises mundiais. Diante do cenário de crise que vigorava, ressurgiu o interesse pela temática do crescimento econômico. Diversas teorias surgiram nos anos 1980 ancoradas às idéias do modelo clássico de Solow com o intuito de contribuir à literatura do crescimento econômico e, por conseguinte, estimular o desenvolvimento das nações.

Considerando-se essa recente gama de teorias do crescimento econômico, nas duas últimas décadas têm sido efetuadas muitas pesquisas com o intuito de compreender os determinantes do crescimento econômico, as disparidades de rendas entre as regiões e, ainda, de estabelecer parâmetros para estimular e avaliar políticas que visam proporcionar um crescimento equilibrado. Apesar dos esforços, a questão ainda está longe de ser resolvida.

Como descreve Aghion e Howitt (2009), crescimento econômico é comumente mensurado como a taxa de crescimento do PIB de um país. Um número de economistas argumenta que, além de promover o aumento do bem-estar social em geral, a melhor forma para reduzir a pobreza é assegurar o crescimento. Estudar crescimento econômico é importante, portanto, no sentido de que é o principal determinante do bem-estar de milhões de pessoas.

É sabido que a renda dos países no tempo tem aumentado. No entanto, o processo de crescimento foi desigual no tempo bem como no espaço. O aumento da renda tem sido mais rápido na Europa Ocidental, América do Norte, Austrália e Japão. Em 1820, este grupo detinha um nível de renda duas vezes maior que o do resto do mundo. Em 1998, a diferença foi de 7:1. Entre os Estados Unidos e a África, a diferença foi de 20:1 (MADDISON, 2001). Há de se relevar também que a lacuna de crescimento econômico nos países mais pobres do mundo significou que as condições de vida, por séculos, de milhões de pessoas são alarmantes para os padrões dos países ricos; os níveis de renda *per capita* em muitos países no século XXI estão muito abaixo do que era na Europa no século XIX. Isso sinaliza forte persistência da desigualdade entre os países.

Entretanto, divergência é dominante, mas não inexorável. Na metade do último século, os chamados “tigres asiáticos” têm demonstrado que um importante grau de *catch-up* é factível. Não obstante, o crescimento econômico mundial abrandou substancialmente desde a 1ª Crise do Petróleo em 1973 e, o avanço da Ásia tem sido compensado pela estagnação ou retrocesso de outros países.

Nesse sentido, tem sido abordado na literatura econômica meios de mitigar essa disparidade notória entre as muitas nações mundiais. Convergência de renda, dessa forma, apesar de ser um tema amplamente discutido nos estudos sobre crescimento e integração econômica, sempre desperta o interesse de pesquisadores e economistas por se tratar de uma forma de conquistar o bem-estar geral.

Como relatado por Abramovitz (1986), convergência implica uma tendência de longo prazo rumo à equalização da renda *per capita* ou dos níveis de produto. Com isso, verificar se os países com menor renda *per capita* crescem a taxas mais elevadas que os países mais ricos é uma questão-chave para a definição da existência do processo de convergência. Nessa perspectiva, Fagerberg e Godinho (2005) definem convergência como a tendência para uma redução das diferenças de renda *per capita* do mundo como um todo.

O trabalho seminal de Baumol (1986) tem incentivado muitos estudos com o intuito de examinar a hipótese de convergência em nível internacional. A formalização dos modelos de análise de convergência tem sido direcionada em diferentes perspectivas teóricas, tanto com o modelo neoclássico iniciado por Solow (1956) quanto com modelos de crescimento endógeno (Romer, 1986; Lucas, 1988), além da abordagem de clubes de convergência (Quah, 1996).

Além disso, tipos de dados têm sido usados, a saber: séries de tempo, análise *cross section* e painel de dados. Portanto, essa variedade de modelos, idéias e resultados presentes na literatura são provas cabais da importância acadêmica dessa linha de pesquisa e sua notável evolução.

Diante do considerável número de resultados, Islam (2003) faz uma retomada teórica e empírica da literatura de convergência, reexaminando seus diferentes conceitos, os resultados alcançados pelos diversos pesquisadores e mostrando a ligação que existe entre o debate de crescimento econômico e a hipótese de convergência. Segundo o autor, a questão da convergência tornou-se cada vez mais importante na medida em que sua aceitação ou rejeição passou a ter implicação direta na validação do modelo de crescimento neoclássico ou das novas teorias de crescimento econômico. Dessa forma, apesar da pesquisa sobre convergência não ter resolvido o debate de crescimento econômico inteiramente, ela tem sido fundamental para que tanto a vertente neoclássica quanto a nova teoria de crescimento se desenvolvessem e se adaptassem aos resultados encontrados.

A análise de convergência de renda passou nos últimos vinte anos por diversos desenvolvimentos teóricos e empíricos. Isto se deve ao fato de que convergência ou divergência de renda tem implicações relevantes sobre o processo de crescimento e desenvolvimento de regiões e a relação econômica entre elas, bem como sobre a atuação das políticas públicas nesse processo.

Visando contribuir à literatura vigente, o presente trabalho propõe a construção de modelos de convergência- $\beta$  condicional local, controlando para a dependência espacial e a heterogeneidade espacial observável e não observável em nível mundial. Com modelos de convergência local, são fornecidas informações sobre o coeficiente  $\beta$  para cada país. Com base nisso, é possível descobrir se cada país está convergindo ou não, assim como a sua velocidade de convergência e a meia-vida. Trata-se de um desenvolvimento da análise de convergência para contornar o problema da convergência de renda global: se o  $\beta$  global indicar convergência, isso não significa que todas as regiões amostradas estejam convergindo. Pode haver países que convergem, outros que divergem e outros para os quais a averiguação de convergência/divergência seja inconclusiva.

A grande mensagem desse desenvolvimento, portanto, é a tentativa de se investigar mais a fundo a questão da convergência de renda entre os países em busca de resultados que



não sejam apenas globais, mas que possam prover informação mais detalhada.

Nesse sentido, a proposta deste trabalho pode ser considerada inovadora visto que desenvolve pioneiramente na literatura o modelo de  $\beta$  convergência condicional espacial local, além de aplicar a metodologia de estimação econométrica local das regressões ponderadas geograficamente (RPG), ainda pouco utilizada nos estudos empíricos. Como discorrido por Fotheringham et al. (2000), o método RPG reconhece que é possível existir variações espaciais nas relações, que se refletem em diferentes coeficientes, um para cada região  $i$ . Dessa forma, esse instrumental metodológico torna possível a construção dos modelos de convergência- $\beta$  condicional locais que possam controlar para os dois efeitos espaciais de tal sorte que tenha condições de acomodar a heterogeneidade espacial, relacionada à falta de estabilidade estrutural das relações, bem como a dependência espacial, vinculada à interação internacional.

Diante do exposto, este trabalho pretende investigar a hipótese de convergência condicional numa perspectiva espacial local. O indicador da variável dependente, a saber, o nível de renda por trabalhador, será o produto por trabalhador avaliado em nível mundial, variável indicada pela literatura macroeconômica como medida de crescimento econômico. A relação entre a taxa de crescimento do PIB por trabalhador mundial e o PIB por trabalhador inicial será testada a fim de se verificar a existência de um coeficiente negativo de  $\beta$  como previsto pela hipótese de convergência. Serão considerados 148 países no período quinquenal compreendido entre os anos 1985 e 2005. Serão adicionadas variáveis de controle relevantes relacionadas ao processo de crescimento, conforme sugerido pela literatura. O conjunto de dados compõe um painel balanceado para a estimação de um modelo econométrico com dependência espacial para a averiguação de convergência. A heterogeneidade espacial observável mundial será considerada nas estimações da taxa de crescimento do PIB por trabalhador em regimes espaciais e por meio da metodologia de Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG). Já a heterogeneidade espacial não-observável será controlada pela remoção dos efeitos fixos na estimação.

Especificamente, tratar-se-á de: 1) investigar as variáveis determinantes do crescimento apontadas pela literatura vigente; 2) avaliar se um modelo econométrico de painel de dados com dependência espacial é adequado à estimação de uma regressão de convergência; e 3) avaliar se modelos que consideram a heterogeneidade espacial em nível mundial se ajustam melhor à estimação de uma regressão de convergência.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Como o objetivo central da dissertação é analisar a convergência de renda entre os países, faz-se necessário uma revisão da literatura teórica e empírica sobre crescimento econômico de maneira a abordar: (i) os fatores determinantes do crescimento econômico apontados pela literatura e, (ii) se o mais rápido crescimento é constatado nos países pobres de forma a assegurar a convergência de renda entre as nações ou se, pelo contrário, o crescimento econômico se revela como um processo concentrador de maneira a perpetuar a divergência de renda entre os países. Para tanto, este capítulo está organizado da seguinte forma: a primeira seção (2.1) trata do referencial teórico que embasa a discussão sobre crescimento econômico e sobre a abordagem da questão de convergência; a segunda seção (2.2) define os tipos de convergência e mostra algumas formas encontradas na literatura para mensurá-los. A seção (2.3) apresenta a literatura empírica sobre convergência e, finalmente a seção (2.4) resume a mensagem do desenvolvimento teórico e empírico sobre convergência e alude ao fato da contribuição do presente trabalho à literatura vigente.

### 2.1 LITERATURA TEÓRICA

#### 2.1.1 Modelo de Solow

“Toda teoria depende de hipóteses que não são totalmente verdadeiras. É isso que faz a teoria. A arte de bem teorizar é fazer as inevitáveis hipóteses simplificadoras de tal maneira que os resultados finais não sejam muito sensíveis.”

Solow (1956), p.65

O modelo teorizado por Solow é visto pelos economistas neoclássicos como importante base para explicar os determinantes do crescimento econômico e, portanto, entender o motivo pelo qual muitos países são ricos enquanto outros são pobres. Como afirmado por Barro e Sala-i-Martin (2003), o processo de crescimento depende da forma da

função de produção. Nesse sentido, o aspecto chave do modelo de Solow (1956) é a forma neoclássica da função de produção. Assumindo uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, a equação do modelo é descrita da seguinte forma:

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

Em que  $Y$  refere-se ao produto,  $K$  é o capital,  $L$  representa a força de trabalho e  $A$  diz respeito à tecnologia ou “efetividade do trabalho”.

A função de produção Cobb-Douglas é dita neoclássica por satisfazer as seguintes condições: exibe retornos constantes de escala (propriedade também conhecida como homogeneidade de grau 1 em  $K$  e  $L$ ), retornos positivos decrescentes dos insumos privados  $K$  e  $L$ , obedece a condição de Inada [retorno marginal de  $K(L)$  tende ao infinito quando  $K(L)$  é próximo de zero e tende a zero quando  $K(L)$  vai para infinito] e, para produzir qualquer bem é necessário um montante de insumos estritamente positivo (princípio da essencialidade:  $F(0,L)=F(K,0)=0$ ). Algumas hipóteses simplificadoras devem ser adicionadas a essas características da função de produção com o intuito de entender os resultados obtidos pelo modelo de Solow. Tais hipóteses são: remuneração dos fatores de produção às respectivas produtividades marginais, existe livre mobilidade dos fatores, a tecnologia é um bem público e as taxas de poupança e de progresso tecnológico são exógenas.

Como ressaltado por Romer (2006), no modelo de Solow, uma variação na taxa de poupança tem um efeito de nível, mas não efeito de crescimento: a poupança muda a trajetória de crescimento equilibrado da economia e, assim, o nível de produto *per capita* em qualquer ponto no tempo, mas não afeta a taxa de crescimento do produto *per capita* na trajetória de crescimento equilibrado. De fato, no modelo de Solow somente mudanças na taxa de progresso tecnológico têm efeitos de crescimento; todas as outras têm somente efeitos de nível.

Portanto, o modelo de Solow identifica duas possíveis fontes de variação do produto *per capita*: diferenças na razão capital/trabalho e diferenças na efetividade do trabalho podem liderar o crescimento permanente no produto *per capita*, mas, para a maioria dos casos, o impacto das variações do capital *per capita* sobre o produto *per capita* é modesto. Como resultado, somente a efetividade do trabalho tem qualquer expectativa razoável para explicar as vastas diferenças da riqueza no tempo e espaço.

A principal conclusão do modelo de Solow, diante do exposto, é a de que a acumulação de capital físico não explica o grande crescimento de longo prazo nem as vastas diferenças geográficas no produto *per capita*. De acordo com a hipótese de rendimentos marginais decrescentes e, mantido um nível tecnológico constante, à medida que uma economia torna-se mais rica, sua taxa de crescimento torna-se menor. O resultado decorrente desse pressuposto e, uma previsão importante do modelo neoclássico, é o de que, no longo prazo, a renda de todos os países converge para o mesmo valor. Dessa forma, a renda *per capita* poderia crescer apenas de forma temporária, durante o processo de ajustamento da economia à posição de estado estacionário. O modelo de Solow, por conseguinte, não é compatível com a existência de *gaps* tecnológicos.

É notório que o tratamento da efetividade do trabalho no modelo de Solow é incompleto. O modelo toma como dado o comportamento da variável que identifica como a força dirigente do crescimento. Assim, para discutir as questões centrais da teoria do crescimento, como, por exemplo, a existência de grandes diferenças nos níveis de renda *per capita*, deve-se ir além do modelo de Solow.

Na tentativa de resolver esse impasse, Mankiw, Romer e Weil (1992) – MRW - observaram que o “ajustamento” do modelo de Solow poderia ser melhorado ao incluir capital humano, isto é, ao reconhecer que a mão-de-obra de diferentes economias tem diferentes níveis de instrução e qualificação. O chamado modelo de Solow ampliado usa a seguinte função de produção:

$$Y = K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

Onde Y é o produto, K refere-se a capital físico, H equivale a capital humano, L representa a força de trabalho e A diz respeito à tecnologia, novamente crescendo a uma taxa exógena.

Ao invés de pressupor, como Solow, que a taxa de poupança é constante e exógena, os autores assumem que as taxas de investimento nas duas formas de capital são constantes e exógenas. Esse modelo consegue explicar satisfatoriamente a variação internacional da renda *per capita*. MRW ampliam o conceito de capital usado por Solow: o capital embutido na função de produção não representa somente capital físico, que possui uma participação na renda de 30%, mas também reflete os efeitos do capital humano. A soma dos dois participa com mais de 75% da geração da renda. O capital humano é entendido basicamente como escolaridade por esses autores. As diferenças nas rendas *per capita* e nas taxas de crescimento

de transição entre os países seriam também explicadas pelas diferenças de escolaridade. Todavia, como o modelo ampliado trata a tecnologia da mesma forma que o modelo de Solow, a hipótese de convergência de renda se sustenta e hiatos de renda duradouros são de difícil explicação.

### **2.1.2 A nova teoria do crescimento: Progresso tecnológico e crescimento endógeno**

Na metade dos anos 1980, a pesquisa em crescimento econômico experimentou um *boom*, iniciado com os trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988). A motivação para a pesquisa era a observação de que os determinantes e condicionantes do crescimento econômico de longo prazo são questões cruciais. Para ir mais além, era preciso escapar das limitações do modelo neoclássico, no qual a taxa de crescimento do produto *per capita* de longo prazo estava indexada à taxa exógena de progresso tecnológico. Assim, de uma forma ou de outra, essas recentes contribuições passaram a determinar a taxa de crescimento de longo prazo dentro do modelo; por isso, a designação Modelos de Crescimento Endógeno. (BARRO e SALA-i-MARTIN, 2003)

O desenvolvimento recente da teoria de crescimento endógeno representa, portanto, uma resposta radical aos limites da interpretação neoclássica. É radical por abandonar a pressuposição de retornos decrescentes e, ao contrário, admitir retornos crescentes na função de produção visando determinar a taxa de progresso tecnológico de maneira endógena. De acordo com Martin e Sunley (2000), existem dois tipos diferentes de teoria do crescimento endógeno que admitem diferentes formas de retornos crescentes.

O primeiro grupo de teorias, aludido como modelos de capital endógeno amplo, engloba os modelos de Romer (1986), Lucas (1988) e Rebelo (1991). Esse grupo ainda pode ser subdividido em outros dois: o primeiro conhecido como modelos de *spillovers* e o segundo tratado como modelos lineares, em que, como exemplo dessa categoria consta o modelo de Rebelo (1991). À exceção do modelo de Lucas (1988), os modelos que fazem parte desse grupo tratam a tecnologia como um bem público, assim como no modelo de Solow. O segundo grupo de teorias, referido como modelos endógenos de inovação ou modelos schumpeterianos, reúne os modelos de Romer (1990) e Aghion e Howitt (1993). Nessa abordagem teórica, a intencionalidade e a busca por maiores lucros por intermédio da

mudança técnica são as principais forças de sustentação dos padrões de vida. Segundo Clemente e Higachi (2000), os modelos que fazem parte desse grupo ao invés de considerar a tecnologia como um bem público, tratam-na como um bem de aplicabilidade geral, porém passível de apropriação. De acordo com esse enfoque, torna-se central o abandono da hipótese de concorrência perfeita em benefício da hipótese de concorrência imperfeita, pois a última permite que as firmas capturem lucros suficientes para cobrir as despesas com pesquisa e desenvolvimento e, logo, remunerar a atividade de inovação.

Mesclando Martin e Sunley (2000) e Clemente e Higachi (2000), a seguir são tecidas as descrições pormenorizadas dos modelos que constam como pertencentes à teoria de crescimento endógeno.

#### 2.1.2.1 Modelo de Romer (1986)

O modelo é baseado em externalidades positivas (*spillovers*) e supõe que o conhecimento tecnológico ou capital de pesquisa seja a única forma de capital e, da mesma forma que capital físico, o capital de pesquisa apresenta retornos marginais decrescentes. Diferentemente do capital físico, contudo, o conhecimento tecnológico, gerador de inovações, é um bem público puro, não sujeito à rivalidade e à excludência. Isso implica que a criação de novo conhecimento por uma firma tem um efeito externo sobre as possibilidades de produção de outras firmas. Assim, o modelo de Romer (1986) supõe que o crescimento econômico de longo prazo origina-se das externalidades positivas provenientes da acumulação de conhecimento tecnológico pelas firmas.

Caso as externalidades se sobreponham aos efeitos da produtividade marginal decrescente do capital da pesquisa, a produção de bens de consumo apresentará retornos crescentes e, dessa forma, haveria crescimento ilimitado e a ocorrência de divergência entre países se tornaria um processo factível. Supondo, ainda, horizonte de planejamento infinito, mercados competitivos e, firmas e consumidores representativos, as três possíveis predições empíricas do modelo são: i) externalidades positivas não compensam os retornos marginais decrescentes do capital de pesquisa interrompendo o crescimento de longo prazo como nos modelos tradicionais neoclássicos; ii) externalidades positivas compensam produtividade marginal decrescente - os rendimentos marginais constantes do capital de pesquisa implica não convergência e manutenção das diferenças na renda *per capita*; iii) externalidades

positivas são capazes de mais do que compensar a produtividade marginal decrescente, fazendo com que a taxa de crescimento da economia seja função crescente do capital de pesquisa perpetuando o hiato de renda entre os países.

Pelo fato de que a solução competitiva do modelo não ser ótima no sentido de Pareto, há justificativa para a intervenção com o objetivo de eliminar o hiato na acumulação de conhecimento, tributando o consumo e favorecendo o investimento na geração de conhecimento.

#### 2.1.2.2 Modelo de Lucas (1988)

O modelo retrata o progresso tecnológico como resultado de pesquisa e educação intencionais e introduz o capital humano na função de produção. Entende-se como capital humano a soma das habilidades dos indivíduos adquiridas intencionalmente por ocasião da elevação dos salários reais. Os *spillovers* do investimento em capital humano aumentam a produtividade tanto do capital físico quanto da força de trabalho em geral, logo, o capital humano é visto como um fator acumulável e como a fonte de crescimento de longo prazo.

Predições importantes que decorrem do modelo referem-se à acumulação de capital humano: fonte primária do crescimento sustentável, origem da diversidade persistente entre os níveis de renda *per capita* e, ao mesmo tempo, da possibilidade de convergência em clubes, dada a semelhança nas dotações iniciais dos países pertencentes ao mesmo clube. Como resultados do modelo também podem ser citados a superioridade da solução do planejador central no sentido de mudar seu padrão de especialização para atividades de alto aprendizado e o fato de que o progresso tecnológico reforça as vantagens comparativas no caso de uma economia aberta.

Sumarizando, os trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988) consideram as economias externas advindas do conhecimento e do capital humano, respectivamente, como o determinante fundamental do crescimento de longo prazo. Ao contrário da predição dos modelos neoclássicos de convergência absoluta, os referidos trabalhos teóricos lançam a questão da possibilidade de convergência condicional, divergência e mesmo da formação de clubes entre as regiões.

### 2.1.2.3 Modelos lineares

Esses modelos mantêm a acumulação de capital físico como fonte básica do crescimento, que deve ser acompanhada da acumulação de capital humano e de conhecimento. Modelos dessa abordagem teórica tratam os insumos como sujeitos à rivalidade e, portanto, não haveria *spillovers*. Além disso, o capital físico, o capital humano e o conhecimento podem ser agregados de forma a constituir uma função com retornos constantes por haver apenas um insumo para produção, por isso, são também conhecidos como modelos *Ak*. Pertencente a essa classe de modelos está o modelo de Rebelo (1991).

Nos modelos lineares, qualquer fator que altere a produtividade marginal do capital,  $A$ , influencia a taxa de crescimento *per capita*. Nesse sentido, diversas atividades do governo podem afetar o coeficiente  $A$ , seja de maneira negativa por meio da tributação (à exceção da tributação com intuito de financiar infra-estrutura física), seja de forma a criar incentivos para acumular capital e produzir por meio da intervenção em atividades que mantêm direito de propriedade.

### 2.1.2.4 Modelo de Romer (1990): Crescente variedade de insumos

São três os setores supostos pelo modelo: o setor de pesquisa, o de bens intermediários e o de bens de consumo final. Nesse modelo, novos produtos são agregados à função de produção, ao mesmo tempo em que se supõe retornos crescentes dinâmicos de escala ou preferência pela variedade. A fonte de crescimento se encontra em um aumento da divisão do trabalho na economia e o aumento do estoque de capital usado na produção dos bens finais se manifesta por meio do crescimento do número de insumos intermediários, e não da quantidade ou da qualidade de cada insumo. Por sua vez, o aumento do número de bens intermediários é identificado com a maior divisão do trabalho em toda a economia e com o uso crescente de métodos de produção que aumentam a produtividade.

O modelo de Romer (1990) atribui o crescimento da produtividade a uma atividade específica - a inovação - que permite desenvolver novos bens de equipamento mais produtivos. Esta mudança resulta da seguinte convicção: o progresso técnico incorpora-se, principalmente, no capital físico, mas não resulta do investimento neste tipo de capital. É, então, a inovação tecnológica que se encontra na origem do crescimento, e esta resulta de uma escolha dos agentes econômicos. Inovação no modelo de Romer (1990), dessa forma, possui



um caráter incremental.

#### 2.1.2.5 Modelo de Aghion e Howitt (1993): Crescente qualidade dos insumos

Nesse modelo há um único insumo que é produzido com a tecnologia mais moderna. Este insumo, eventualmente, é substituído por outro mais produtivo, mais eficiente. Aqui, há uma nítida alusão ao processo de destruição criativa de Schumpeter. O crescimento econômico, portanto, não se deve ao aumento da diversidade e especialização dos insumos existentes na economia, mas ao aumento da qualidade dos insumos efetivamente utilizados. As inovações do modelo de Aghion e Howitt (1993) são vistas, portanto, como de caráter radical.

### 2.1.3 Nova Geografia Econômica

Na década de 90, a Nova Geografia Econômica (NGE) se emancipou como ciência a fim de formalizar uma teoria consistente sobre como as atividades econômicas se concentram ou se dispersam no espaço. Os seus principais expoentes são Masahisa Fujita, Paul Krugman, Jeffrey Sachs, Anthony Venables, entre outros. Esses autores se propuseram a empreender uma síntese seletiva do extenso conjunto de formulações feitas a respeito das dinâmicas urbana e regional.

Em Fujita et al. (2002), encontra-se o resumo dos objetivos da NGE. O livro *The Spatial Economics* dos referidos autores é visto como a lógica microeconômica que guia a organização da produção no espaço. Como descrito por Krugman (1999), a NGE é um gênero de análise econômica que tenta explicar a estrutura espacial da economia, usando técnicas para produzir modelos nos quais há retornos crescentes e mercados caracterizados pela competição imperfeita.

Fujita, Krugman e Venables, apud Krugman (1999), resumem os quatro pilares fundamentais da NGE: i) o modelo desenvolvido por Dixit-Stiglitz nos anos 70, que introduziu a concorrência monopolista e os rendimentos crescentes na nova teoria do

comércio e do crescimento; ii) a hipótese “*iceberg*” dos custos dos transportes<sup>1</sup>; iii) a evolução, a dinâmica do múltiplo equilíbrio – os modelos da nova geografia econômica defendem a existência de um processo de ajustamento ou equilíbrio através da mobilidade dos fatores de produção para regiões onde há rendimentos mais elevados; iv) o computador, instrumento de apoio indispensável à teorização da NGE.

A questão-chave da NGE refere-se, de maneira geral, às causas determinantes da concentração das atividades econômicas no espaço, indagando não só a respeito dos motivos que fazem emergir esse fenômeno, mas também sobre as razões explicativas do processo que implica no surgimento de aglomerações de porte tão díspares entre si. A ênfase recai, portanto, sobre a tensão entre as forças que atuam no sentido de favorecer a concentração (centrípetas) e as que, contraditoriamente, induzem a dispersão (centrífugas), conformando, a partir de tal antagonismo, arranjos espaciais heterogêneos, caracterizados por uma distribuição desigual da renda entre as regiões e por redes urbanas formadas por cidades de tamanhos bastante distintos (VIEIRA, 2008).

## 2.2 DEFINIÇÕES E TESTES DE CONVERGÊNCIA

Durlauf e Quah (1998), apud Maranduba Jr. (2007), apresentam uma revisão de algumas abordagens à hipótese da convergência. A maioria dos estudos usa um dos seguintes recursos analíticos:  $\beta$ -convergência (absoluta e/ou condicional),  $\sigma$ -convergência, Processos de Markov, distância entre densidades de Núcleo (*Kernel density*), regressões quantílicas, regressão *tree*, teste de Drennan e Lobo, método de Quah, dentre outros.

Abordando essa questão de convergência, os estudos clássicos de Barro e Sala-i-Martin (1992) e Sala-i-Martin (1996) identificaram duas formas distintas de convergência inter-regional. Os autores chamaram a taxa de crescimento mais rápida dos países pobres em relação aos países ricos como  $\beta$  convergência e a dispersão declinante da distribuição de renda inter-regional como  $\sigma$  convergência.

---

<sup>1</sup> O modelo da NGE considera o conceito de custos de transporte “*iceberg*”, desenvolvido por Paul Samuelson, no qual os bens são enviados de um local a outro, mas apenas uma fração efetivamente chega, porque parte se perdeu no traslado.

A distinção substantiva entre os dois tipos de  $\beta$ -convergência definidas pelos autores é que, na absoluta, trabalha-se com a suposição de que os diferenciais de renda *per capita* são os únicos elementos relevantes na análise entre as unidades regionais, enquanto que, na condicional, cada economia se aproxima do seu próprio equilíbrio definido por suas condições iniciais.

No caso da convergência absoluta, diferenças importantes na propensão marginal a poupar, no nível de capacitação tecnológica, nas capacidades sociais, nas instituições etc., são supostas como inexistentes. A força propulsora para a convergência entre países ou regiões residiria basicamente nas diferenças verificadas nas razões capital/trabalho e na ocorrência de rendimento decrescente em relação ao capital. Disso resulta a hipótese de se trabalhar com um mesmo *steady state* para o qual todos os países tenderiam a convergir.

A maneira mais comum de se testar a convergência absoluta é por meio da regressão de mínimos quadrados ordinários da taxa de crescimento do PIB em relação ao logaritmo da renda *per capita* inicial, conforme equação (3). Em virtude da produtividade marginal decrescente do capital, regiões com baixo nível de estoque de capital possuem altas taxas de retornos do mesmo e, por isto devem crescer mais rápido do que as regiões ricas, nas quais o estoque de capital é superior. Diante disso, um coeficiente negativo de  $\beta$  tem sido interpretado como indício de convergência absoluta.

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

em que  $\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right)$  diz respeito à taxa de crescimento do produto *per capita* e  $\ln(y_{i,t-1})$  representa o logaritmo natural do produto *per capita* no ano inicial,  $i$  refere-se à região e  $t$  ao tempo;  $\varepsilon$  representa o termo de erro.

No entanto, como observa Sala-i-Martin (1996), se diferenciais nos níveis de renda *per capita* não forem as únicas diferenças relevantes existentes entre os países, como respaldado pela literatura, então a hipótese de  $\beta$ -convergência absoluta é falha. Primeiro, isso ocorre porque os países em vez de convergirem para um *steady state* único, convergiriam para seus próprios *steady states*. Segundo, porque outras variáveis não contempladas na hipótese de convergência absoluta são relevantes para acentuar (ou não) o processo de convergência,

devendo-se, portanto incluí-las na análise.

Com isso, a forma comumente utilizada para mensurar a convergência condicional pode ser descrita como segue:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \theta' X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

em que  $X_{i,t}$  representa um vetor de variáveis explicativas de controle que mantêm constante o estado estacionário das economias e  $\theta$  corresponde ao vetor de coeficientes que acompanham as variáveis de controle.

Essas duas formas de análise de convergência derivam respostas de convergência para a amostra completa. Contudo, quando verificada, a divergência de renda não elimina, necessariamente, a existência de tendência de redução de disparidade de renda entre os níveis regionais analisados.

Como apontado por Islam (2003), o conceito de convergência condicional é relacionado com a noção de clubes de convergência. Na abordagem de convergência condicional, cada economia se aproxima do seu próprio equilíbrio definido por suas condições iniciais. Empiricamente, procuram-se variáveis para controlar as características de cada nível regional em questão e encontra-se uma taxa global de convergência condicional.

Em contraste, a idéia de clubes de convergência é baseada na existência de equilíbrios múltiplos, pois é possível que, embora não existam evidências de convergência global, algumas regiões estejam se aproximando umas das outras em termos de renda *per capita*. De outra forma, um grupo de unidades regionais pode se aproximar a um equilíbrio particular se eles têm os atributos correspondentes ou se encontram numa localização inicial correspondente aquele equilíbrio. Isto produz convergência em clubes, idéia inicialmente abordada por Quah (1996).

A crítica básica de Quah (1996) se assenta no fato de o crescimento econômico apresentar pelo menos duas dimensões. A primeira é o mecanismo pelo qual os agentes em uma economia alteram de forma positiva os níveis de produto, as restrições tecnológicas e a capacidade de produção. A segunda é representada pelo processo de *catch-up* ou de convergência e diz respeito aos mecanismos que determinam o desempenho relativo dos

países pobres e ricos e, em consequência, a ocorrência de crescimento econômico diferenciado, em função do nível de renda *per capita* dos países. Essa dimensão acentua o fato de que o importante para o processo de convergência é como o crescimento de um país, em termos de seu ritmo, se processa relativamente a de outros países e não em relação a si mesmo.

Estes dois mecanismos, como observa o autor, embora inter-relacionados são distintos. Um pode ocorrer independentemente do outro. Dessa forma, Quah (1996) discute a existência de equilíbrios múltiplos, pois é possível que, embora não existam evidências de convergência global, algumas regiões estejam se aproximando umas das outras em termos de renda *per capita*, conjecturando a idéia de clubes de convergência.

Já a abordagem de convergência  $\sigma$  permite analisar a dispersão, no tempo, da renda *per capita* relativa entre economias. Segundo esta visão, ocorreria convergência se medidas de dispersão (a exemplos desvio-padrão ou coeficiente de variação) da renda dentro de um conjunto de economias tendesse a decrescer ao longo do tempo. Vale ressaltar que, somente a questão de convergência condicional está no escopo do presente trabalho.

## 2.3 LITERATURA EMPÍRICA

Uma questão que tem atraído considerável atenção ao trabalho empírico sobre convergência é se os países pobres tendem a crescer mais rápido que os países ricos. Há, no mínimo, três razões para se esperar tal convergência. Primeiro, o modelo de Solow prediz que os países convergem para suas trajetórias de crescimento equilibrado. Assim, esperar-se-ia que os países pobres fizessem o *catch up* em relação aos países ricos. Segundo, o modelo implica que a taxa de retorno do capital é mais baixa nos países com mais capital *per capita*. Dessa forma, há incentivos para o capital fluir dos países ricos para os pobres; isto tenderá também a causar convergência. E, terceiro, se há defasagens na difusão do conhecimento, diferenças nas rendas podem aumentar porque alguns países não estão empregando as melhores tecnologias disponíveis (ROMER, 2006).

Pode ser citado ainda como possível condicionante à convergência, o grau de exposição da economia ao comércio internacional. Uma visão positiva desse efeito sobre a taxa de crescimento da renda estaria centrada no modelo ricardiano estático de vantagens comparativas, sem imperfeições de mercado, em que a maior abertura de uma economia ao comércio internacional aumentaria o nível de seu PIB real.

Baumol (1986) examina convergência de 1870 a 1979 entre 16 países industrializados. Baumol regressiu crescimento do produto de todo este período sobre a constante e produto inicial. A regressão estimada pelo autor sugere quase convergência perfeita ( $\beta = - 0.995$ ). De Long (1988) demonstrou, contudo, que o achado de Baumol é espúrio por ocasião de dois problemas: amostra selecionada e erros de medida. Em sua regressão, De Long incluiu outros sete países na amostra do estudo anterior e a conclusão foi por metade ( $\beta = - 0.566$ ) da convergência encontrada em Baumol.

Barro (1991), por sua vez, discute diversas variáveis que podem ser incluídas na análise de convergência entre países. A amostra desse estudo, em corte cruzado, contou com 98 países para o período de 1960 a 1985. Se as variáveis são mantidas constantes, então o predito pela teoria de que há um relacionamento inverso entre a taxa de crescimento do PIB e o logaritmo do PIB inicial seria verificado. De fato, quando as variáveis - razão do consumo de governo em relação ao PIB, medidas de grau de abertura ao comércio internacional, medidas de estabilidade política (frequência de revoluções e golpes), medidas de capital humano referentes ao ano inicial da análise (nível educacional e expectativa de vida), entre outras - são mantidas constantes, os resultados obtidos em relação à taxa de convergência do PIB *per capita* são altamente significativos e na magnitude de 1,5% ao ano.

Nessa mesma linha de análise, Barro e Sala-i-Martin (1992) detectaram convergência absoluta entre os estados americanos no período de 1840 a 1988, enquanto que em nível mundial foi detectada somente convergência condicional de 1960 a 1985. Sala-i-Martin (1996) obteve os mesmos resultados para os países no período de 1960 a 1990 e convergência absoluta no grupo de países da OECD. Além disso, o autor encontrou  $\beta$ -convergência absoluta e condicional, bem como  $\sigma$ -convergência, para as regiões dentro dos EUA, Japão, Alemanha, Reino Unido, França, Itália e Espanha. No Brasil, Silveira Neto e Azzoni (2000) analisam o processo de convergência para 19 Estados para o período 1981 a 1997 com dados em *cross section* e em painel. Os autores concluíram que a dinâmica da desigualdade da renda *per capita* refletiu a dinâmica do produto por trabalhador, explicadas pelas produtividades

setoriais do trabalho. Foi encontrada velocidade de convergência de 1,98% para os dados em corte cruzado.

Durlauf e Johnson (1995) tomam como ponto de partida o modelo proposto por MRW (1992), mas, ao invés de testarem a forma tradicional de prever convergência, os autores, alternativamente, utilizam a regressão para identificar múltiplos regimes. Com dados de PIB em relação à população economicamente ativa (PEA), média do investimento em relação ao PIB, taxa de crescimento média da PEA, taxa média de matrículas no 2º grau e taxa de alfabetização do ano inicial da análise para o período de 1960 a 1985 são estimadas diferentes regressões com painéis de países divididos em sub-amostras de acordo com as similaridades iniciais. A amostra completa consta de 96 países. Os autores rejeitam a especificação de um modelo linear *cross country*, atentando para o fato de problema de viés de variáveis omitidas. Dessa forma, adicionam variáveis supracitadas prescritas por Barro (1991) e utilizam o método *tree*<sup>2</sup>, o qual revelou diferenças substanciais entre as funções de produção agregadas de economias com diferentes condições iniciais. Com isso, os autores compararam o comportamento da taxa de crescimento com uma perspectiva de múltiplos estados estacionários e mostraram que a convergência é realmente mais forte dentro dos grupos de países.

Utilizando outra ferramenta econométrica, Islam (1995) incorpora painel de dados na estimação de convergência de renda. A introdução de dados em painel representa um avanço importante devido à possibilidade de realizar o controle por efeitos não observados, bem como variáveis cujos valores não variaram no período de análise, levando a uma melhor especificação do modelo na medida em que permite retirar o viés de variável não observada. O estudo contou com três amostras de 98, 75 e 22 países e, em todas, a hipótese de convergência condicional foi confirmada.

A abordagem de efeitos fixos originalmente utilizada por Islam (1995) para mensurar convergência entre países tem sido aplicada em estudos de convergência regional, entre outros autores, por Canova e Marcet (1999) para regiões européias e por de La Fuente (2002) para regiões espanholas. Todos esses estudos obtiveram taxas de convergência muito maiores que aquelas encontradas em regressões *cross country*. Canova e Marcet (1999) usando um estimador bayesiano que permite a estimação de diferentes taxas de convergência para

---

<sup>2</sup> Esse método identifica subgrupos de países, com características comuns, que obedecem a um mesmo modelo linear de crescimento. Suas estimações baseiam-se nas variáveis de controle utilizadas nas equações de crescimento.

diferentes *steady states* para cada região, encontraram convergência das taxas de crescimento. De La Fuente (2002) estimou um modelo de crescimento incorporando a acumulação de fatores, a difusão tecnológica, o capital humano e os fatores regionais não observados. O autor se deparou, no caso da estimação de painel de dados considerando os efeitos fixos, com uma taxa de convergência bem acima da velocidade de convergência habitualmente encontrada (de 3% a 12,7%). Todavia, ao regredir taxa de crescimento do produto contra o logaritmo do produto inicial reduz a taxa estimada de convergência para os valores aproximadamente consistentes com o modelo de Solow ampliado (2% ao ano).

Lee et al. (1997), por sua vez, propõem a abordagem de painel de dados, considerando a heterogeneidade dos países por intermédio do estimador de Mínimos Quadrados por Variáveis *Dummies* (*Least Squares Dummy Variables - LSDV*), para estudar convergência em 102 países no período de 1960 a 1989. Os autores desenvolveram uma versão estocástica do modelo de crescimento neoclássico onde tecnologia e emprego, ambos, seguem um processo auto-regressivo de ordem 1 [AR(1)] com uma tendência linear e, possivelmente, uma raiz unitária. Para remover a correlação contemporânea<sup>3</sup>, isto é, a correlação entre os erros das diferentes equações para o mesmo período de tempo, os autores transformaram os dados em desvios da média específica de cada país. Neste modelo, portanto, os países podem experimentar diferentes taxas de crescimento mesmo se tem acesso à mesma tecnologia. Os autores concluem que a tecnologia não é a mesma para os países. Os resultados obtidos indicam que o crescimento da tecnologia foi muito maior nos 22 países da OCDE constantes na amostra (com uma pequena dispersão) quando comparado ao mundo como um todo. Como consequência, a dispersão global é crescente: os países estão divergindo, não convergindo.

Já Azzoni et al. (2000) constroem um painel de dados, utilizando um “pseudo painel” (coortes), para 19 Estados brasileiros entre os anos 1981 e 1996. Os resultados do estudo 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 possam ser controladas.

Sala-i-Martin (2002) indica que as principais conclusões da literatura sobre convergência são: a) não existe determinante único para o crescimento; b) o nível de renda inicial é a variável mais importante e robusta, assim a convergência condicional é o fato empírico mais robusto; c) o tamanho do governo não parece ser importante, o que é

---

<sup>3</sup> A ocorrência de correlação contemporânea é devido à omissão de variáveis relevantes.



importante é a qualidade do governo (hiperinflações, distorções nos mercados de câmbio, déficits elevados); d) a relação entre a maior parte das medidas de capital humano e o crescimento é fraca, algumas medidas de saúde, como expectativa de vida, são robustas; e) instituições, como mercados livres, proteção aos direitos de propriedade e obediência às leis, são importantes para o crescimento; f) economias mais abertas tendem a crescer mais rapidamente.

Como afirmado anteriormente, a questão de convergência passou por considerável desenvolvimento teórico a partir dos modelos de crescimento endógeno que demonstraram a importância do capital humano e do progresso tecnológico para a análise. Não obstante isso, como discutido por Brasili et al. (2009), as intuições derivadas da NGE mostraram a importância da localização espacial das atividades econômicas para explicar sua trajetória de crescimento, na medida em que origina um mecanismo circular que perpetuaria o desenvolvimento desigual dos territórios, uma vez estabelecidas. Por meio de técnicas de econometria espacial, é possível lidar com os principais problemas gerados pela dimensão espacial dos dados – dependência e heterogeneidade espaciais - o que poderia afetar a confiabilidade das estimativas *cross-country* se não devidamente modeladas.

Utilizando o instrumental econométrico espacial, os trabalhos de Rey e Montouri (1999), para os Estados Unidos, e Fingleton (1999) para a Europa, incorporaram explicitamente os *spillovers* espaciais à questão da convergência de renda entre estados e encontraram evidências da existência dos mesmos.

Nessa mesma vertente, Ertur et al. (2006) verificaram, para 138 regiões da Europa no intervalo de 1980 a 1995, a ocorrência dos dois efeitos espaciais, quais sejam, heterogeneidade e dependência espaciais. A estimação do regime espacial apropriado revelou que o processo de convergência é diferente entre os dois regimes (Norte/Sul) identificados. Os autores também encontraram efeitos *spillovers* espaciais altamente significativos: a taxa média do crescimento do PIB *per capita* de uma determinada região é afetada positivamente pela taxa média do crescimento do PIB *per capita* das regiões vizinhas.

Magalhães et al. (2000) analisaram a dependência espacial e a convergência de renda *per capita* entre os Estados brasileiros para o período compreendido entre 1970 e 1995. Os resultados indicaram que, embora haja indício de convergência entre os Estados, parece ser um fenômeno regional sugerindo a formação de dois clubes de convergência: um liderado por

São Paulo e o outro pelos Estados do Nordeste. Já Magalhães (2001) discute a convergência de renda entre os Estados brasileiros para o período 1986-1995, considerando os transbordamentos geográficos. O estudo encontrou dois clubes de convergência após tratar a dependência espacial. Silveira Neto e Azzoni (2008), por sua vez, analisaram a redução de desigualdade de renda entre os estados brasileiros para o período 1995 a 2005. O principal resultado do trabalho sugere que a convergência da produtividade do trabalho reduziu a desigualdade de renda no período considerado.

Incorporando a análise espacial num contexto de dados em painel correspondente ao período de 1980 a 2000 para 95 regiões europeias, Meliciani e Peracchi (2006) estimaram o modelo de tendência linear determinística com erros seguindo AR (1) - modelo proposto por Lee et al. (1997) - com o diferencial de estimá-lo separadamente para cada região da amostra (*Least Square Dummy Variable*). Para cumprir tal propósito, os autores utilizaram o método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) com o intuito de estimar, de forma consistente, o modelo que considera correlação espacial entre as regiões e, a partir disso, estimar equações de regressões aparentemente não relacionadas.

Os resultados do estudo demonstram que, para mais da metade das regiões consideradas, não há evidência de convergência a um nível de *steady state* do PIB *per capita*, mas há alguma evidência de *catch-up* a partir das estimativas da tendência da taxa de crescimento da maior parte das regiões dos países “defasados” (Portugal e Espanha) serem maiores que a média. A taxa média de convergência encontrada foi na ordem de 1,8%, menor que o valor encontrado, utilizando estimadores convencionais. Os autores também se depararam com o fato de que as tendências das taxas de crescimento ainda são altamente correlacionadas entre regiões pertencentes ao mesmo país, apesar da integração crescente entre as regiões europeias. Eles inferem que, se a tendência da taxa de crescimento do PIB captura a taxa de crescimento da tecnologia, como sugerido pelo modelo neoclássico, a difusão da tecnologia é, ainda, mais fácil dentro de um país do que nas fronteiras.

Barreto e Almeida (2008) incorporaram na análise de convergência para os Estados brasileiros, variáveis de capital humano e de infra-estrutura entre os anos 1986 e 2005. Os autores verificaram a hipótese de convergência condicional, além de terem comprovado a importância do capital humano para o crescimento dos Estados brasileiros.

Uma abordagem que também pode ser considerada inovadora trata-se das estimações de modelos de convergência local. Por meio de modelos de convergência local, são fornecidas informações sobre o coeficiente  $\beta$  para cada região amostrada. Com base nisso, é possível descobrir se cada país está convergindo ou não, assim como a sua velocidade de convergência e a meia-vida. Trata-se de um desenvolvimento da análise de convergência para contornar o problema da convergência de renda global: se o  $\beta$  global indica convergência, isso não significa que todas as regiões amostradas estejam convergindo. Pode haver países que convergem, outros que divergem e outros para os quais a averiguação de convergência/divergência seja inconclusiva.

A grande mensagem desse desenvolvimento, portanto, é a tentativa de se investigar mais a fundo a questão da convergência de renda *per capita* entre os países em busca de resultados que não sejam apenas globais, mas que possam prover informação mais detalhada.

Durlauf et al. (2001) aplicam o modelo de Solow local para uma amostra de 98 países no período de 1960 a 1985. Por local, os autores entendem o modelo de Solow aplicado a cada país, mas considerando a variação da função de produção agregada entre os países. Os autores assumem que essa variação pode ser indexada a uma variável índice escalar  $z_i$ , específica a cada país.<sup>4</sup> O achado do estudo é de que o modelo de Solow local se encaixa melhor aos países do que a abordagem tradicional global, pois foram encontradas evidências de substancial heterogeneidade de um país para outro.

Reunindo a definição de método de estimação local de convergência à análise econométrica espacial, Pace e Le Sage (2002) desenvolveram um modelo denominado *Spatial Autoregressive Local Estimation* (SALE) visando acomodar tanto dependência quanto heterogeneidade espaciais. O modelo homocedástico proposto pelos autores produz estimativas usando  $n$  regressões, onde  $n$  representa o número de observações *cross section* da amostra. Este modelo auto-regressivo espacial localmente linear foi aplicado para dados a nível municipal da eleição presidencial dos EUA de 1980.

Uma extensão do modelo SALE aplicada à convergência de renda foi proposta por Ertur et al. (2004). Os autores teorizaram um modelo capaz de acomodar, além dos efeitos espaciais, a variância não constante por meio do método bayesiano. Com dados para o

---

<sup>4</sup>  $Z_i$  é interpretada pelos autores como alguma medida de desenvolvimento do país em questão. Como exemplo de  $z_i$ , os autores citam índice de democracia, pois conforme apontando por Barro (1996), democracia afeta crescimento econômico.

período de 1980 a 1995, os autores estimaram convergência de renda de 138 regiões européias utilizando o método BSALE. A conclusão do estudo foi de que somente 31 das 138 estimativas auto-regressivas espaciais localmente lineares de  $\beta$  foram negativas e significantes e, portanto, consistentes com a inferência de convergência. As regiões em que ocorreu convergência remetem à Espanha, Portugal e sul da França.

Outro método de estimação local capaz de acomodar os dois efeitos espaciais é o instrumental metodológico das Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG). Yildirim (2005) analisou o papel da política regional (gastos crescentes do governo e políticas de incentivo às províncias subdesenvolvidas) sobre a convergência econômica na Turquia no período de 1990 a 2001 por meio das análises de  $\beta$  convergência tradicional, tendo em conta a dimensão espacial. Para examinar as variações espaciais nos relacionamentos, a abordagem RPG foi utilizada. O estudo revelou que o modelo de defasagem espacial, melhor especificado para o caso, sugere convergência em nível nacional, embora as variáveis de política demonstraram-se insignificantes, sugerindo que a política regional não teve efeito significativo sobre a convergência. Alternativamente, para captar os efeitos da política regional, foi realizada a análise RPG. Os resultados das estimações locais sugeriram considerável variação na velocidade de convergência das províncias juntamente com uma instabilidade estrutural. Contudo, contrariamente às conclusões da análise  $\beta$  tradicional, as províncias do Oriente e as do Sudeste atingiram velocidades mais altas de convergências quando variáveis de política regional são tomadas em conta na análise local.

Nesse mesmo enfoque, Wei e Ye (2009) examinaram o caso chinês de desigualdade de renda. O país tem uma história peculiar devido à persistência da pobreza e das desigualdades durante o regime de Mao Tse-Tung. Somente após os anos 1970 é que a China vem experimentando reformas expressivas em toda sua estrutura. Essas peculiaridades influenciaram a distribuição desigual de renda entre as regiões chinesas. De posse de taxas de crescimento do PIB *per capita* de 1990/1998 e de 1998/2004 e variáveis de controle para os mesmos períodos, os resultados da estimação de coeficientes locais por intermédio da metodologia RPG demonstraram melhorias sobre a análise convencional de regressão global. Os autores constataram que a localização e as empresas não-estatais desempenharam um papel significativo no desenvolvimento regional desigual em Zhejiang. Um *cluster* espacial mais amplo além das fronteiras do município surgiu. Mais municípios, ao invés das cidades centrais com presença mais significativa de empresas estatais, estão rodeados por áreas mais

pobres, indicando crescente desigualdade entre zonas rurais, em consonância com as conclusões da análise exploratória de dados realizada previamente.

## 2.4 RESUMO

Diante do exposto acerca da literatura teórica bem como da empírica sobre a questão de convergência, percebem-se nichos a serem preenchidos com o intuito de derivar respostas que gerem menos controvérsias na pesquisa sobre crescimento econômico e convergência. É fato a importância de variáveis como capital humano, progresso tecnológico e a influência substantiva do espaço para a conclusão de existência (ou não) de convergência.

Apesar de percebida a relevância da inclusão do espaço na regressão, o instrumental econométrico espacial ainda tem sido pouco aplicado nos trabalhos empíricos sobre convergência a nível mundial. Com menor gama de aplicação prática, podem ser citados os modelos espaciais com respostas locais. O quadro (1) abaixo resume o discorrido aqui, mantendo uma ordem cronológica dos estudos segundo abordagens tradicionais, passando pela aplicação do ferramental econométrico espacial e, por fim, referindo-se a trabalhos que aplicaram alguma forma de convergência local.

Dessa forma, esta dissertação propõe-se à construção de modelos de convergência- $\beta$  absoluta e condicional locais. Serão levados em consideração, particularmente, os problemas de má-especificação decorrentes de efeitos não-observados, dependência espacial, e, em especial, da heterogeneidade espacial dos parâmetros, que considera as diferenças internacionais, e que foram pouco contempladas na literatura empírica existente até então.

Autores	Região	Período	Dados	Arcabouço Espacial	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Baumol (1986)	16 países industrializados	1870-1979	<i>Cross section</i>	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	Logaritmo da renda inicial, constante	Confirmada a hipótese de convergência.
Barro (1991)	98 países	1960-1985	<i>Cross section</i>	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	Logaritmo do PIB inicial, constante, investimento público e privado em relação ao PIB, consumo do governo, taxas de matrículas escolares iniciais no 1º e 2º graus, média da fertilidade, paridade de poder de compra do ano inicial (e desvios em relação à média), medida de abertura ao comércio internacional, <i>dummies</i> para África e América Latina bem como para revoluções e golpes	Países com maior nível inicial de capital humano apresentam menores taxas de fertilidade e altas razões de capital físico em relação ao PIB e, assim, a taxa de crescimento é maior.
Barro e Sala-i-Martin (1992).	48 estados dos EUA e 98 países.	1840-1988 para Estados Americanos e 1960-1985 para países	<i>Cross section</i>	Não	Taxas de crescimento da Renda <i>per capita</i> e PIB <i>per capita</i>	Logaritmo da renda inicial, constante, <i>dummies</i> regionais, variável (construída) de composição setorial, taxa de matrícula inicial no 1º e 2º graus, consumo do governo, poder de paridade de compra	Hipótese de convergência verificada para os estados americanos e convergência condicional averiguada nos 98 países constantes na amostra.
Mankiw, Romer e Weil (1992)	98 países, 75 países e 22 países (da OECD)	1960-1985	<i>Cross section</i>	Não	Taxa de crescimento do PIB	Logaritmo do PIB <i>per capita</i> inicial, constante, taxa média de crescimento da PEA, <i>share</i> média de investimento real, percentagem da PEA matriculada no ensino secundário.	Mesmo com a inclusão da variável capital humano, a hipótese de convergência predita por Solow é confirmada ainda que a uma velocidade menor (meia vida salta de 17 para 35 anos).

(continua)

Autores	Região	Período	Dados	Arcabouço Espacial	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Sala-i-Martin (1995)	48 estados (EUA), 47 prefeituras (Japão), 90 regiões (Europa)	EUA 1880-1990 Japão 1955-1990 Europa 1950-1990.	<i>Cross-section</i>	Não	Taxa de crescimento do PIB	Logaritmo da renda inicial, constante	Convergência confirmada por região a uma velocidade de 2% ao ano.
Durlauf e Johnson (1995)	96 países	1960-1985	<i>Cross setion</i>	Não	Taxa de crescimento do PIB em relação à PEA	PIB em relação à PEA, média do investimento em relação ao PIB, taxa de crescimento média da PEA, taxa média de matrículas no 2º grau e taxa de alfabetização	Convergência é, de fato, mais forte dentro de grupos de países.
Islam (1995)	Mesma base de dados utilizada por MRW	1985, 1980, 1975, 1970 e 1965	Painel	Não	Taxa de crescimento do Produto	Logaritmo do PIB <i>per capita</i> inicial, constante, taxa média de crescimento da PEA, parcela média de investimento real, PEA matriculada no ensino secundário.	Hipótese de convergência condicional confirmada para as 3 amostras.
Canova e Marcet (1999)	144 regiões europeias (NUTS 2) 17 países da Europa Ocidental	1975-1992 1980-1992	Painel	Não	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB inicial, taxa de matrículas escolares iniciais no 2º grau, investimento público em relação ao PIB, parcela média de investimento real	Encontraram falta de convergência nos níveis de renda, mas convergência das taxas de crescimento. Redução da desigualdade de renda de 1950 a 1970.
Silveira Neto e Azzoni (2000)	19 Estados brasileiros	1981-1997	<i>Cross section</i> e Painel	Não	Taxas de crescimento da Renda (PIB) <i>per capita</i> (RPC)/ Produto por trabalhador (PPT)	RPC/PPT inicial, número médio de anos de estudo, <i>dummies</i> estaduais, temporais e setoriais, participação do produto industrial; Medidas de desigualdade (índices de Theil, de Williamsom, coeficiente de variação)	A dinâmica da desigualdade da RPC refletiu a dinâmica do PPT explicadas pelas produtividades setoriais do trabalho. Foi encontrada velocidade de convergência de 1,98% para os dados em corte cruzado.

(continuação)

Autores	Região	Período	Dados	Arcabouço Espacial	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Azzoni et al. (2000)	19 Estados brasileiros	1981 e 1996	(Pseudo) Painel	Não	Renda mensal do trabalho <i>per capita</i>	Medidas geográficas, de educação, de densidade, de saúde e da situação domiciliar	Convergência condicional pode acontecer rapidamente, dado que variáveis geográficas, de capital humano e de infraestrutura possam ser controladas.
De La Fuente (2002)	Regiões espanholas	1964-1991	Painel	Não	Taxa média de crescimento do PIB	Logaritmos do PIB, do emprego total, do capital físico, da fração da população empregada com, no mínimo, 2º grau, taxa média de desemprego, taxa média de crescimento das variáveis	A estimação de convergência absoluta para regiões espanholas reduz a taxa estimada de convergência para os valores consistentes com o modelo de Solow ampliado
Rey e Montouri (1999)	48 estados americanos	1929-1994	<i>Cross section</i>	Sim	Taxa de crescimento da renda	Renda inicial, constante, variáveis defasadas espacialmente	Introduz o instrumental econométrico espacial à teoria do crescimento neoclássica. Os autores encontraram evidências de <i>spillovers</i> espaciais.
Fingleton (1999)	108 regiões da União Européia	1980-1996	<i>Cross section</i>	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	Parcela de emprego na agricultura, energia, manufatura e construção, poder de paridade de compra ponderado pela distância inversa, razão da aplicação de patentes em relação ao PIB, temperatura média anual	Incorporou os <i>spillovers</i> espaciais à questão da convergência de renda entre estados e encontrou evidências da existência dos mesmos.

(continuação)



Autores	Região	Período	Dados	Arcabouço Espacial	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Magalhães et al (2000)	21 Estados brasileiros	1970/1995 1970/1980 1980/1995	<i>Cross section</i>	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> inicial, variáveis defasadas espacialmente.	Os resultados indicam que, embora haja indício de convergência entre os Estados, parece ser um fenômeno regional sugerindo a formação de dois clubes de convergência: um liderado por São Paulo e o outro pelos Estados do Nordeste.
Magalhães (2001)	26 Estados brasileiros	1986-1995	<i>Cross section</i>	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	Logaritmo do PIB <i>per capita</i> inicial, constante, variáveis defasadas espacialmente	O estudo encontrou dois clubes de convergência após tratar a dependência espacial: Sul/Sudeste e Norte/Nordeste.
Silveira Neto (2001)	25 Estados brasileiros	1985-1997	<i>Cross section</i>	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> ; Taxa de crescimento do Produto por trabalhador (PPT) agropecuário e do PPT industrial	PIB <i>per capita</i> inicial, índice de educação, anos médios de estudo da população e da população ocupada na agropecuária e na indústria, comércio interestadual, <i>dummies</i> regionais.	Os resultados mostram que as economias estaduais são afetadas pelos desempenhos das economias vizinhas. Os efeitos interestaduais de crescimento, contudo, não refletem <i>spillovers</i> setoriais interestaduais da produtividade do trabalho.
Ertur et al. (2006)	138 regiões da Europa	1980-1995	<i>Cross section</i>	Sim	Taxa média do PIB <i>per capita</i> entre os anos da análise	PIB <i>per capita</i> inicial em logaritmo, variáveis defasadas espacialmente	Foi verificada a ocorrência de heterogeneidade e dependência espaciais, além de <i>spillovers</i> espaciais

(continuação)

Autores	Região	Período	Dados	Arcabouço Espacial	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Silveira Neto e Azzoni (2008)	Estados brasileiros	1995 a 2005	<i>Cross section</i>	Sim	Taxas de crescimento da Produtividade do trabalho; do PIB, da renda e da renda do trabalho <i>per capita</i>	Constante, logaritmo das variáveis dependentes no ano inicial, medida de desigualdade (coeficiente de Gini)	O principal resultado do trabalho sugere que a convergência da produtividade do trabalho reduziu a desigualdade de renda no período considerado.
Meliciani e Peracchi (2006)	95 regiões européias (NUTS 1 e NUTS 2)	1980-2000	Painel	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> inicial, variáveis defasadas espacialmente	A taxa média de convergência encontrada foi na ordem de 1,8%, próximo ao valor encontrado utilizando estimadores convencionais.
Barreto e Almeida (2008)	26 Estados brasileiros e o Distrito Federal	1986-2005	Painel	Sim	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> inicial, anos médios de estudo, infraestrutura (elétrica, de telecomunicação e densidade rodoviária), coeficiente de Gini, fundo de participação dos municípios, participação do PIB da construção civil, carga tributária, variáveis interativas e defasadas espacialmente	Os autores verificam convergência condicional, além de comprovarem a importância do capital humano para o crescimento entre os estados brasileiros. Não obstante, encontram uma meia-vida de 250 anos.
Brasili et al. (2009)	196 regiões de 15 países europeus (NUTS 2)	1980-2006	Painel	Sim	Diferença do PIB <i>per capita</i> em <i>i</i> em relação à média do PIB <i>per capita</i> da EU	Taxa de emprego regional <i>per capita</i> , razão do emprego na agricultura em relação ao emprego total, <i>dummies</i> regionais, variáveis defasadas espacialmente	Verificou-se a dependência espacial e foram identificados dois clubes de convergência.

(continuação)

Autores	Região	Período	Dados	Arcabouço Espacial	Variável dependente	Variáveis explicativas	Conclusões
Durlauf et al. (2001)	98 países	1960-1985	<i>Cross section</i>	Não Abordagem (Solow) Local	Taxa de crescimento do PIB	Logaritmo do PIB <i>per capita</i> inicial, constante, taxa média de crescimento da PEA, <i>share</i> média de investimento real, percentagem da PEA matriculada no 2º grau	Modelo de Solow local melhor se encaixa a países mais que a abordagem tradicional global, pois há evidência de substancial heterogeneidade.
Ertur et al. (2004)	138 regiões européias	1980-1995	<i>Cross section</i>	Sim Abordagem Local (BSALE)	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i> regional	PIB <i>per capita</i> regional inicial, variáveis defasadas espacialmente	Somente 31 das 138 estimativas de $\beta$ foram negativas e significantes e, portanto, consistentes com a inferência de convergência para Espanha, Portugal e sul da França.
Yildirim (2005)	Províncias turcas	1990-2001	<i>Cross section</i>	Sim Abordagem Local (RPG)	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	PIB <i>per capita</i> inicial, constante, investimentos <i>per capita</i> público e privado, variáveis defasadas espacialmente	As províncias do Oriente e as do Sudeste atingiram velocidades mais altas de convergências quando variáveis de política regional são tomadas em conta na análise local.
Wei e Ye (2009)	Municípios chineses	1990/1998 1998/2004	<i>Cross section</i>	Sim Abordagem Local (RPG)	Taxa de crescimento do PIB <i>per capita</i>	Constante, <i>share</i> de investimentos em ativos fixos de não-estatais em 1990 e 1998, despesas fiscais locais <i>per capita</i> em 1990/1998, efeito de globalização (IDE) – <i>dummy</i> para cidades costeiras, investimento <i>per capita</i> em capital físico 1990/1998, distância geográfica de Xangai.	Mais municípios estão rodeados por áreas mais pobres, indicando crescente desigualdade entre zonas rurais.

Quadro 1 - Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre Convergência.

Fonte: o autor (2010).

(conclusão)

### 3 METODOLOGIA

A proposta deste trabalho é investigar a existência de causalidade entre taxa de crescimento do PIB por trabalhador e PIB inicial, além de, a *posteriori*, incluir algumas variáveis de controle apontadas pela literatura como determinantes do crescimento a fim de investigar os condicionantes das taxas de crescimento entre os países e, desse modo, avaliar a questão da convergência no cenário internacional. Cabe ressaltar que a variável dependente utilizada na presente dissertação, PIB por trabalhador, é a mesma utilizada pelo modelo teórico de Solow (1956).

Visando conseguir uma identificação adequada do modelo, deve-se atentar para as fontes de má especificação relacionadas na literatura (WOOLDRIDGE, 2002; ALMEIDA, 2009), quais sejam:

- a) Viés de seleção;
- b) Erro de medida nas variáveis;
- c) Omissão de variáveis observáveis relevantes;
- d) Omissão de variáveis não-observáveis relevantes;
- e) Omissão da dependência espacial;
- f) Omissão da heterogeneidade espacial dos parâmetros;
- g) Forma funcional incorreta.

Ao longo deste capítulo, são detalhados os procedimentos metodológicos que tratam destes potenciais problemas. Uma discussão prévia acerca de tais questões é adiantada.

Por ocasião da dificuldade de se obter dados em nível mundial, este trabalho utilizará dados de 148 países, ou seja, uma amostra expressiva para o caso de estudo de convergência internacional. Como visto na seção 2.3, estudos de convergência numa perspectiva global contaram com uma amostra de, no máximo, 102 países. Dessa forma, pode-se afirmar que, a primeira fonte de má especificação relacionada, viés de seleção, é minimizada no presente

estudo. Já a segunda fonte de má especificação, erro de medida nas variáveis, é minimizada pela escolha da abrangência temporal: a partir dos anos de 1980, as estatísticas dos países nos mais variados graus de desenvolvimento passaram a ter maior confiabilidade e, com isso, a compilação dos dados pôde ser realizada por vários órgãos estatísticos internacionais. A utilização de dados extraídos de poucas bases, como é o caso desse estudo, possibilita a comparação entre países e, assim, os resultados são mais efetivos.

A terceira fonte de má especificação relacionada, a omissão de variáveis observáveis relevantes, é tratada com a inclusão de variáveis explicativas adicionais previstas como determinantes para a explicação do processo de convergência. A omissão de variáveis não-observáveis relevantes e/ou de variáveis observáveis relevantes, mas invariantes no tempo, é resolvida com a utilização de dados em painel (seção 3.3).

A metodologia a ser utilizada neste trabalho inclui uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) que tem como objetivo principal auxiliar na identificação do modelo econométrico-espaial mais apropriado. De acordo com Almeida (2009), a AEDE é tida como pré-requisito ao estudo da econometria espacial, subcampo da econometria que lida com as complicações causadas pela interação espacial (dependência espacial) e pela estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão para dados na forma de *cross section* e painel de dados. Sendo assim, mostra-se importante na identificação de observações discrepantes no espaço e possíveis padrões de associação espacial.

Para tratar a quinta fonte de má-especificação relacionada, portanto, serão utilizados procedimentos econométricos que levam em consideração os efeitos de dependência espacial gerados pelo processo de crescimento (modelos de dados em painel com dependência espacial). Quanto ao tratamento da heterogeneidade espacial dos parâmetros, o método utilizado será o de modelos de dados em painel com dependência espacial para regimes espaciais distintos (seção 3.5.2.2). Caberá às regressões ponderadas geograficamente – RPG (seção 3.4) - tratar a heterogeneidade espacial dos parâmetros em seu grau extremo, isto é, em nível de país. Todos esses procedimentos metodológicos ajudam a mitigar a sétima fonte de má especificação citada, forma funcional incorreta.

Este capítulo está organizado da seguinte forma: a primeira seção (3.1) trata das hipóteses de convergência absoluta e condicional; a segunda seção (3.2) aborda a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE); a terceira seção (3.3) considera os procedimentos

econométricos para análise de dados em painel; a quarta seção (3.4) discute os procedimentos econométricos para RPG na perspectiva dos modelos de convergência  $\beta$  absoluta e condicional locais com o intuito de permitir a estimação de coeficientes locais, refletindo a não estacionariedade das respostas das variáveis explicativas; e, por fim, a quinta seção (3.5) descreve o modelo empírico e as variáveis utilizadas neste trabalho.

### 3.1 A HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA

A hipótese de convergência (absoluta ou condicional) especifica uma relação negativa entre o nível inicial de renda de uma economia e sua taxa de crescimento durante determinado período de tempo. Essa característica decorre da hipótese de retornos marginais decrescentes para o capital na função de produção do modelo de crescimento neoclássico de Solow (1956). O modelo pode ser representado pela seguinte equação:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + X_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

em que a variável dependente é a taxa de crescimento da renda por trabalhador para o país  $i$  no período  $t$ ;  $\ln(y_{i,t-1})$  é o nível inicial da renda por trabalhador para o país  $i$  e  $X_i$  denota um vetor de variáveis que controlam para o nível da renda por trabalhador do país  $i$  no seu estado estacionário.  $\theta$  refere-se a um vetor de coeficientes.

Neste trabalho, segue-se a estratégia proposta por Ertur e Koch (2007)<sup>5</sup> para testar a hipótese de convergência que melhor descreve a dinâmica da renda por trabalhador entre os países.

Com a inclusão do espaço na análise de convergência e a importância cada vez mais acentuada do progresso tecnológico como propulsor do crescimento econômico, o modelo de Solow espacialmente ampliado de Ertur e Koch (2007) se insere na literatura teórica acerca de convergência por incluir em sua modelagem, externalidades do capital físico bem como externalidades espaciais do conhecimento (que envolve interdependência tecnológica entre os países). Entende-se por externalidades espaciais, o conhecimento acumulado em um país que

---

<sup>5</sup> O modelo detalhado e suas implicações empíricas podem ser visto em Ertur e Koch (2007).

depende da tecnologia acumulada em outros países. Os autores partem de uma função Cobb-Douglas com retornos constantes, como no modelo de Solow:

$$Y_i(t) = A_i(t)K_i^\alpha(t)L_i^{1-\alpha}(t) \quad (5a)$$

Com as notações padrão:  $Y$  o produto,  $K$  o nível de capital físico,  $L$  refere-se ao nível de trabalho e  $A$  é o nível agregado de tecnologia:

$$A_i(t) = \Omega_i(t)K_i^\phi(t) \prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t) \quad (5b)$$

Como apontado pelos autores, a equação (5b) supõe que alguma proporção do progresso tecnológico é exógena e idêntica em todos os países ( $\Omega_i(t)$ ), além de depender do estoque de capital físico por trabalhador ( $K_i^\phi(t)$ ), o qual é complementar ao estoque de conhecimento no país doméstico ( $\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t)$ ). De outra forma, cada unidade de investimento em capital não somente aumenta o estoque de capital físico, mas também eleva o nível de tecnologia para todas as firmas por meio dos *spillovers* do conhecimento como em Romer (1986). A taxa de crescimento da tecnologia doméstica também depende do estoque de conhecimento em outros países que, por sua vez, afeta o progresso tecnológico do país vizinho. Daí a configuração de interdependência tecnológica entre os países. A intensidade desse efeito *spillover* é assumida ser relacionada a algum conceito de proximidade socioeconômica ou institucional, que é capturada pelo modelo por intermédio da proximidade geográfica exógena ( $W_{ij}$ ).

Linearizando a equação (5b) e reescrevendo em notação matricial, após alguns arranjos algébricos, tem-se:

$$A = (I - \gamma W)^{-1} \Omega + \phi (I - \gamma W)^{-1} k \quad (6)$$

Em que  $k$  refere-se ao capital por trabalhador

Desenvolvendo a equação (6),  $|\gamma| < 1$  e, reagrupando termos, é obtido para cada país  $i$  um nível tecnológico dado por:

$$A = \Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t) k_i^\phi(t) \prod_{j=1}^N k_j^\phi \sum_{r=1}^{\infty} \gamma^r w_{ij}^{(r)}(t) \quad (7)$$

Substituindo essa equação na função de produção (5a), denotada por trabalhador, obtém-se:

$$y_i(t) = \Omega^{\frac{1}{1-\gamma}}(t) k_i^{u_{ii}}(t) \prod_{j \neq i}^N k_j^{u_{ij}}(t) \quad (8)$$

Com  $u_{ii} = \alpha + \phi \left( 1 + \sum_{r=1}^{\infty} \gamma^r w_{ii}^{(r)} \right)$  e  $u_{ij} = \phi \left( \sum_{r=1}^{\infty} \gamma^r w_{ij}^{(r)} \right)$ . Os termos  $w_{ij}^{(r)}$  são os elementos da linha  $i$  e coluna  $j$  da matriz  $W$  de acordo com a ordem de vizinhança ( $r$ ) de um determinado país<sup>6</sup>, e  $y_i(t) = Y_i(t)/L_i(t)$  corresponde ao nível de produto por trabalhador.

Este modelo implica heterogeneidade espacial nos parâmetros da função de produção. O modelo provê uma equação para o nível de renda de *steady state* para cada país dada por:

$$\begin{aligned} \ln y_i^*(t) = & \frac{1}{1-\alpha-\phi} \ln \Omega(t) + \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln s_i - \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln(n_i + g + \delta) - \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j \\ & + \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \frac{\gamma(1-\alpha)}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_i^*(t) \end{aligned} \quad (9)$$

A equação de *steady state* fornece as mesmas predições qualitativas do modelo de Solow básico sobre a influência das taxas de poupança e de crescimento populacional sobre a renda *per capita* de um país no estado estacionário, já discutidas previamente na subseção 2.1.1.

Quanto à equação de convergência condicional, obtida após vários arranjos algébricos, o modelo também prevê retornos decrescentes do capital. Matematicamente é expressa como:

<sup>6</sup> Nesse caso, quanto mais próxima a ordem de vizinhança, maior o valor do parâmetro  $\gamma$ , portanto, maior a força de interdependência tecnológica.



$$\begin{aligned}
& lny_i(t) - lny_i(t-1) \\
&= \Delta_i - (1 - e^{-\lambda_i t}) lny_i(t-1) + (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha + \phi}{1 - \alpha - \phi} lns_i \\
&- (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha + \phi}{1 - \alpha - \phi} \ln(n_i + g + \delta) + (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\gamma(1 - \alpha)}{1 - \alpha - \phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} lny_j(t-1) \\
&- (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha\gamma}{1 - \alpha - \phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} lns_j + (1 - e^{-\lambda_i t}) \frac{\alpha\gamma}{1 - \alpha - \phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) \\
&+ \frac{\gamma(1 - \alpha)}{1 - \alpha - \phi} (1 - e^{-\lambda_i t}) \sum_{j \neq i}^N \frac{1}{(1 - e^{-\lambda_j t})} w_{ij} [lny_i(t) - lny_i(t-1)]
\end{aligned} \tag{10}$$

Dessa forma, quando um país aumenta seu capital físico, a taxa de crescimento cai e converge a seu próprio estado estacionário. Todavia, um acréscimo no capital físico no país vizinho aumenta a produtividade das firmas no país doméstico por causa da interdependência tecnológica. A hipótese de convergência é verificada caso o coeficiente referente ao PIB inicial ( $lny_i(t-1)$ ) seja negativo e estatisticamente significativo.

Externalidades do capital físico e interdependência tecnológica, portanto, somente retardam o decréscimo da produtividade marginal do capital físico; como consequência, o resultado de convergência ainda se mantém no modelo. Por fim, a taxa de convergência do país doméstico também depende das taxas de crescimento dos países vizinhos ponderadas por suas velocidades de convergência e por termos friccionais.

### 3.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

De acordo com Ertur e Le Gallo (2003), a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) é um conjunto de técnicas voltadas a descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localizações atípicas ou *outliers* espaciais, detectar padrões de associação espacial e *clusters*, além de sugerir regimes espaciais ou outras formas de heterogeneidade espacial. As técnicas da AEDE usualmente tomam a forma de gráficos, mapas e medidas globais ou locais de associação espacial (ARBIA, 2006). Como previamente discorrido, a AEDE auxilia na especificação da forma funcional mais apropriada, pois o objetivo da técnica é identificar a existência de dependência espacial no processo analisado.

É importante ressaltar, segundo Almeida (2009), que essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, variáveis que são divididas por algum indicador de intensidade (variáveis *per capita*, ou por área, ou ainda, as divididas pela quantidade de capital ou trabalho). A relevância é que essas variáveis estariam levando em conta as externalidades relevantes na consideração do fenômeno estudado (efeitos de aglomeração, de vizinhança e/ou congestão). A partir da AEDE é possível extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, investigando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de métodos quantitativos.

De posse das técnicas da AEDE, é preciso verificar se os dados espaciais apresentam aleatoriedade ou dependência espacial, isto é, se os valores de uma característica em uma região são independentes ou não dos valores dessa característica nas regiões vizinhas. As estatísticas de autocorrelação espacial servem a este propósito. De forma bem geral, a autocorrelação espacial pode ser definida como a coincidência de similaridade de valores com a similaridade de localização (ANSELIN, 1999; ERTUR e LE GALLO, 2003).

Segundo Fotheringham et al. (2002), “*a estatística global de autocorrelação espacial fornece informações sobre o padrão de associação linear espacial, ou seja, o grau em que o conjunto de dados está agrupado, disperso ou distribuído aleatoriamente.*” Almeida (2009) aponta que um coeficiente de autocorrelação espacial descreve um conjunto de dados que está ordenado segundo uma sequência espacial e é construído pela razão de uma medida de autocovariância e uma medida de variação total dos dados, ponderado por uma matriz que representa a configuração espacial desses dados - matriz de ponderação espacial. Os coeficientes de autocorrelação espacial global mais conhecidos são a estatística *I* de Moran, a estatística *c* de Geary e a estatística *G* de Getis-Ord.

Todos os coeficientes de autocorrelação espacial dependem da definição do arranjo espacial das observações, expressa pela matriz de pesos espaciais *W*. Os pesos são não-nulos quando as observações são contíguas ou quando estão dentro de certa distância uma da outra. A matriz de pesos espaciais contém a informação do quanto a interação é mais forte no caso de regiões próximas (geográfica ou economicamente), e mais fraca no caso de regiões mais distantes. Há várias formas alternativas de se definir a matriz de pesos espaciais: com base na contigüidade (“torre” ou “rainha”), na distância geográfica, no inverso da distância, matriz binária com *k* vizinhos mais próximos. No caso da análise de convergência, é inevitável que os dados não estejam disponíveis para um ou mais países, e isto cria uma dificuldade maior na

escolha da matriz de pesos espaciais. Portanto, com a finalidade de reduzir o problema de “ilhas”<sup>7</sup>, foi utilizada neste trabalho a matriz  $W$  baseada na idéia dos  $k$  vizinhos mais próximos,  $w_{ij}(k)$ . Trata-se de uma matriz binária cuja convenção de vizinhança é baseada na distância geográfica. Formalmente:

$$w_{ij}(k) = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (11)$$

onde  $d_i(k)$  é a distância de corte para a região  $i$  especificamente, a fim que esta região tenha  $k$  vizinhos. Por convenção, é assumido que  $w_{ii}(k)=0$ .<sup>8</sup> Mais precisamente,  $d_i(k)$  é a menor distância para a região  $i$  a fim de que ela possua exatamente  $k$  vizinhos. E essa distância crítica varia de região para região.

Com o intuito de tornar menos arbitrária a escolha de um valor para  $k$ , será adotado o procedimento definido por Baumont (2004): primeiro estima-se o modelo econométrico por MQO; após, testam-se os resíduos para autocorrelação espacial por intermédio do valor da estatística  $I$  de Moran, usando  $N$  matrizes de  $k$  vizinhos mais próximos (variando  $N$  de  $k = 1$  a  $k = 20$ ); e por fim, define-se  $k$  como aquele que gerar o mais alto valor do  $I$  de Moran, significativo estatisticamente.

A estatística  $I$  de Moran é um coeficiente de autocorrelação espacial onde o numerador é dado pela autocovariância espacial na forma de produto cruzado  $z'Wz$ , e o denominador expressa a variância dos dados  $z'z$  (sendo  $z$  o vetor com os valores da variável de interesse padronizada, e  $Wz$  o vetor com os valores médios que os vizinhos apresentam para a variável de interesse padronizada). A estatística  $I$  de Moran pode ser assim expressa:

$$I = \left( \frac{n}{S_0} \right) \left( \frac{z'Wz}{z'z} \right) \quad (12)$$

$n$  é o número de regiões, e  $S_0$  é igual à soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais  $W$ . Se a matriz  $W$  é normalizada na linha, a soma  $S_0$  resulta em  $n$ .

Se o valor da variável de interesse  $y_i$  é independente dos valores nos países vizinhos ( $Wy_i$ ), o que indica aleatoriedade espacial, o valor calculado de  $I$  de Moran deve ser igual ao

<sup>7</sup> São chamadas “ilhas” aquelas regiões que não possuem fronteira geográfica com nenhuma outra localidade.

<sup>8</sup> Significa que uma região não influencia a si própria.

valor esperado de  $-[1/(n-1)]$ , que se aproxima de zero<sup>9</sup> à medida que  $n$  aumenta. Valores acima do valor esperado indicam autocorrelação espacial positiva, isto é, altos valores de um atributo de um país tendem a ser vizinhos de altos valores de outro(s) país(es), e baixos valores de alguns países também tendem a se agrupar. Nesse caso, há similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial deste, indicando um padrão de concentração. Ao contrário, se há uma autocorrelação espacial negativa, altos valores do atributo estudado tendem ser vizinhos de baixos valores e vice-versa, indicando um padrão de dispersão.

Outra medida de autocorrelação global espacial é a estatística  $c$  de Geary: o numerador é uma medida de covariância entre os valores da variável de interesse, na forma do quadrado da diferença entre pares ( $y_i$  e  $y_j$ ), ponderados pela matriz espacial; e o denominador é uma medida de variância. A fórmula da estatística  $c$  de Geary é dada por:

$$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (13)$$

O valor do  $c$  de Geary situa-se entre 0 e 2, ao passo que o seu valor esperado é 1. Valores menores que o seu valor esperado ( $0 < c < 1$ ) indicam autocorrelação espacial positiva, enquanto que valores maiores que 1 ( $1 < c < 2$ ) indicam autocorrelação espacial negativa. À medida que  $n$  eleva-se, a estatística  $c$  é distribuída assintoticamente de acordo com uma normal (ALMEIDA, 2009).

A estatística  $G$  de Getis-Ord também é uma medida de autocorrelação espacial global, com o numerador e o denominador expressos na forma de produto cruzado, o primeiro ponderado por elementos da matriz de pesos espaciais. A estatística  $G$  de Getis-Ord pode ser assim representada:

$$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j} \quad (14)$$

Onde  $w_{ij}(d)$  é uma matriz de pesos espaciais, a qual define um conjunto de vizinhos para

---

<sup>9</sup> Mas não é exatamente zero.

cada região como aquelas observações que fiquem dentro de uma distância crítica ( $d$ ). A interpretação dessa estatística difere das estatísticas  $I$  e  $c$ . Um valor positivo de  $G$  significa que um país com elevado valor para a variável  $y$  é rodeado por países que também apresentam um elevado valor de  $y$ . Já um valor negativo de  $G$  indica que um país com baixo valor é circunvizinho de países ostentando baixos valores de  $y$  (ALMEIDA, 2009). Cabe observar que a significância da estatística  $G$  é avaliada por meio do valor de uma estatística  $Z$  padronizada.

Um resumo das estatísticas de autocorrelação espacial global está no Quadro 2.

Estatística	Fórmula de cálculo	Média teórica	Intervalo de valores	Autocorrelação espacial positiva	Autocorrelação espacial negativa
$I$ de Moran	$I = \left( \frac{n}{S_0} \right) \left( \frac{z' W z}{z' z} \right)$	$-[1/(n-1)]$	$[-1, +1]$	Valores acima da média teórica	Valores negativos ou abaixo da média teórica
$c$ de Geary	$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$	1	$[0, 2]$	$0 < c < 1$	$1 < c < 2$
$G$ de Getis-Ord	$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j}$	-	$-\infty, +\infty$	$Z$ positivos e negativos	Não se aplica

Quadro 2 - Estatísticas de autocorrelação espacial global.

Fonte: OLIVEIRA (2009).

Há de se observar que as medidas de associação espacial global podem ser investigadas no contexto bivariado, isto é, se os valores observados para a variável de interesse em um país dependem dos valores observados para outra variável nos países vizinhos. O coeficiente  $I$  de Moran bivariado, com a matriz de pesos espaciais normalizada na linha, assume a forma:

$$I = \left( \frac{z_1' W z_2}{z_1 z_1} \right)$$

(15)

Na situação em que padrões de associação espacial estejam concentrados em poucos países (*clusters* espaciais), uma estatística global pode não refletir essa realidade. As associações espaciais locais podem ser identificadas por meio de estatísticas locais de autocorrelação espacial, como a estatística  $G_i$  de Getis-Ord ou o indicador LISA (*Local Indicator of Spatial Association*).

A estatística  $G_i$  local indica em que grau a observação em determinado ponto  $i$  é circundada por altos ou baixos valores da variável observada. Os valores observados para os vizinhos são ponderados pela matriz de pesos espaciais  $W$ . A estatística  $G_i$  pode ser assim representada<sup>10</sup>:

$$G_i = \frac{\sum_j w_{ij} y_j}{\sum_j y_j} \quad (16)$$

Um valor significativo para  $Z$  faz com que seja rejeitada a hipótese nula de aleatoriedade espacial local, ou seja, há indicação de autocorrelação espacial positiva. Um sinal positivo de  $Z$  indica um agrupamento espacial de altos valores para a variável de interesse (alto-alto - AA), e um sinal negativo de  $Z$  indica um agrupamento espacial de baixos valores (baixo-baixo - BB).

O indicador LISA também é uma medida de associação espacial local. Segundo Anselin (1995), um indicador LISA será qualquer estatística que satisfaça dois critérios: i) um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais, significativos estatisticamente, de valores similares em torno da vizinhança de uma determinada observação (região); ii) o somatório dos LISAs, para todas as regiões, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. Diante disso, o  $I$  de Moran local é um indicador LISA, e pode ser representado da seguinte forma:

$$I_i = z_i W z_i \quad (17)$$

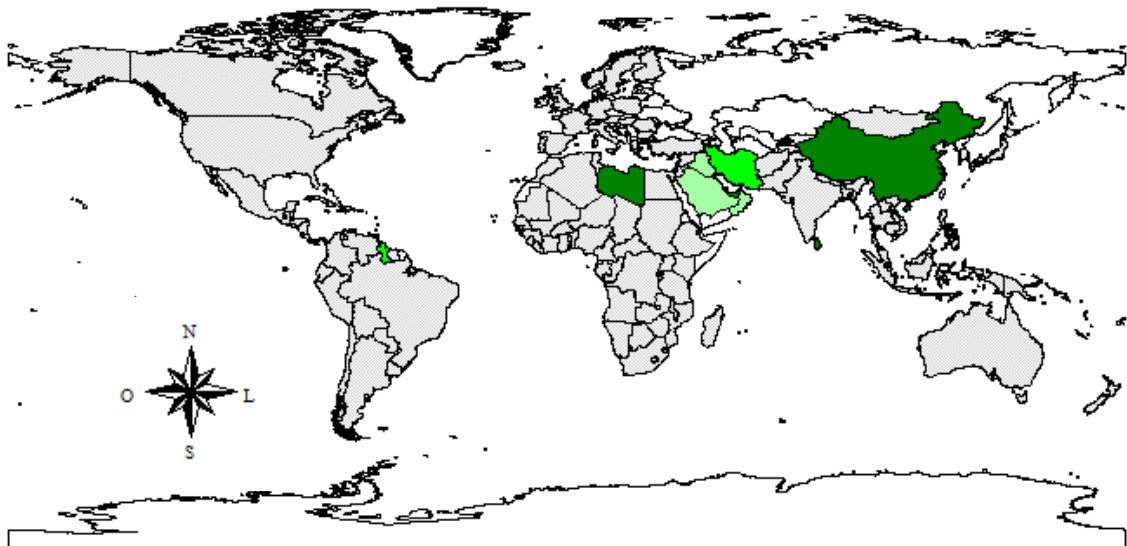
em que  $z_i$  é a variável de interesse padronizada e  $W z_i$  é a defasagem espacial da variável  $z_i$ . Para cada observação  $i$  é calculado um  $I_i$ , que corresponde a uma decomposição do indicador global de autocorrelação nas formas de associação espacial alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA).

---

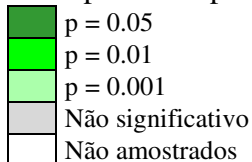
<sup>10</sup> Se o somatório do denominador incluir a observação  $i$ , a estatística é  $G_i^*$ .

Para tornar mais plausível e, mesmo útil, os padrões de associação espacial podem ser visualizados por meio do diagrama de dispersão de Moran<sup>11</sup> e de mapas, a saber: de dispersão de Moran, de significância LISA e de *clusters*.

O mapa de dispersão de Moran é a representação dos resultados para o *I* de Moran local, indicando a localização das observações segundo as quatro categorias da associação AA, BB, AB, BA. O mapa de significância LISA representa apenas as observações que foram consideradas significativas, classificadas de acordo com seu valor de probabilidade. O mapa de *clusters* é a combinação entre o mapa de dispersão de Moran e do mapa de significância LISA. Os Mapas 1 e 2 ilustram estes diferentes tipos de representação gráfica para a visualização da associação espacial dos dados.



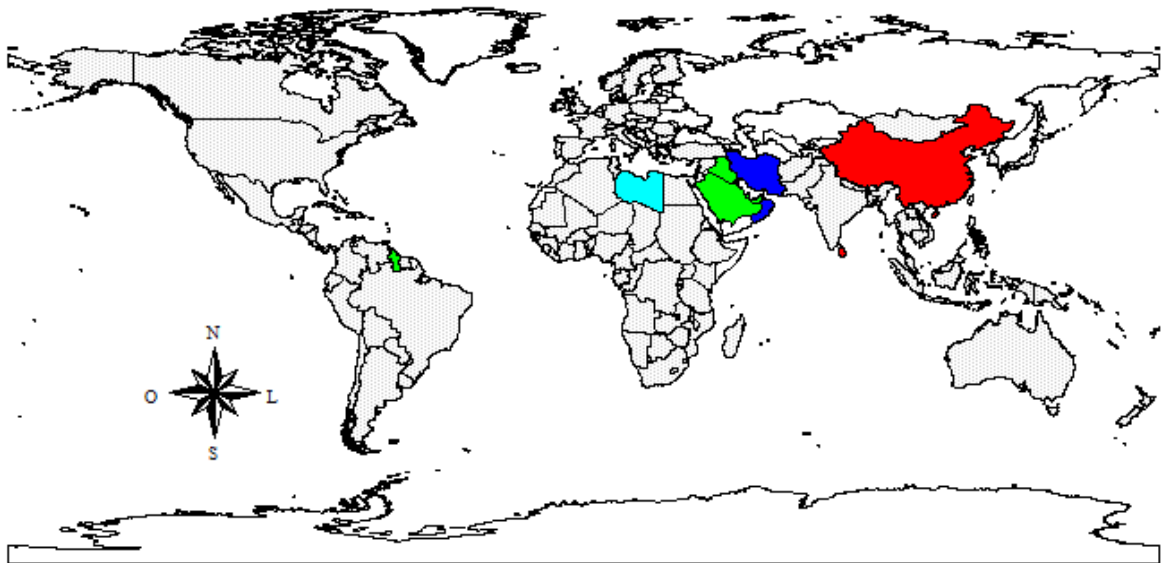
Mapa 1 - Exemplo de mapa de significância LISA



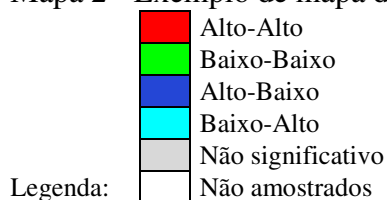
Legenda:

Fonte: o autor (2010).

<sup>11</sup> Os resultados apresentados no diagrama de dispersão de Moran podem ser mapeados constituindo o chamado mapa de dispersão de Moran.



Mapa 2 - Exemplo de mapa de *clusters*



Fonte: o autor (2010).

Segundo Anselin (1995), o diagrama de dispersão de Moran é uma das formas de interpretar a estatística  $I$  de Moran, pois trata-se de uma representação do coeficiente de regressão e permite visualizar a correlação linear entre a variável de interesse padronizada ( $z$ ) e o valor da defasagem espacial padronizada da variável ( $Wz$ ) por meio do gráfico das duas variáveis. O coeficiente do  $I$  de Moran será a inclinação da curva de regressão de  $Wz$  contra  $z$  e indicará seu grau de ajustamento.

No diagrama de dispersão de Moran, quatro quadrantes que indicam os tipos de associação espacial são definidos: AA, BB, AB e BA. Por meio do diagrama de dispersão de Moran, é possível detectar “*outliers* espaciais”<sup>12</sup>, que exibem um padrão espacial diferente de seus vizinhos (situados em quadrantes opostos à reta de regressão), e “pontos de alavancagem”, observações cujos valores têm grande influência sobre a reta de regressão. O Gráfico 1 ilustra o diagrama de dispersão de Moran, caracterizando os *outliers* espaciais e os pontos de alavancagem para uma reta da regressão  $Wz$  contra  $z$  com inclinação positiva.

<sup>12</sup> A detecção de *outliers* globais também pode ser feita através dos recursos do Cartograma, do *Box map* e *Box splot*.



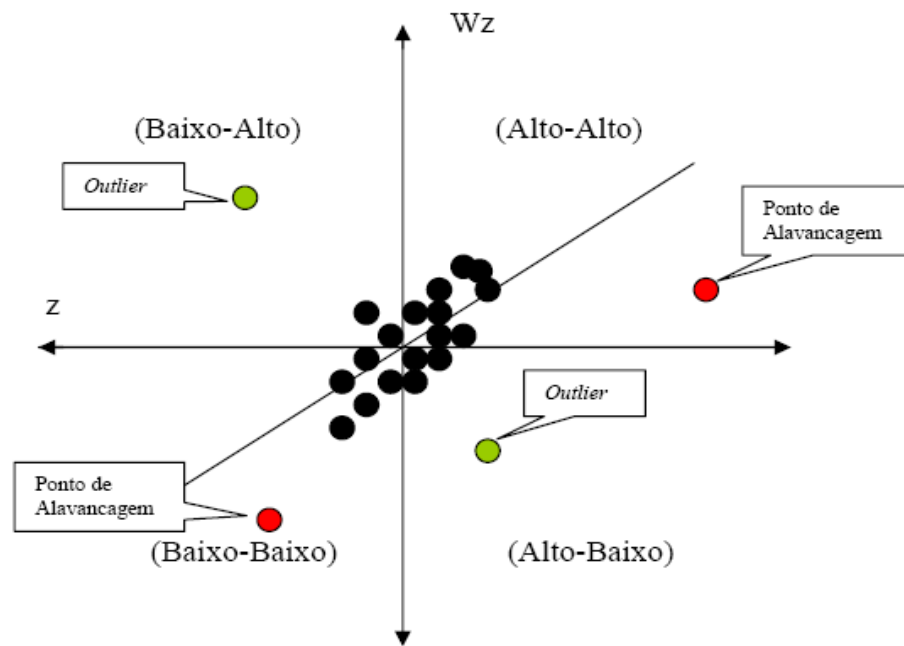


Gráfico 1 - Diagrama de dispersão de Moran  
 Fonte: CARVALHO, 2008.

Para a averiguação do processo de convergência a nível mundial, as técnicas univariadas da AEDE serão aplicadas para a variável dependente, a taxa de crescimento do PIB por trabalhador, enquanto as técnicas bivariadas serão aplicadas para as variáveis relativas à taxa de crescimento do PIB por trabalhador e PIB por trabalhador inicial.<sup>13</sup>

### 3.3 MODELOS DE DADOS EM PAINEL

#### 3.3.1 Modelos de dados em painel sem dependência espacial

Um painel de dados é um conjunto que inclui dados de entidades individuais ao longo do tempo. Segundo Hsiao (2003), os modelos para dados em painel oferecem uma série de vantagens em relação aos modelos de corte transversal ou aos de séries temporais, a saber: os dados possuem tanto a dimensão temporal quanto a dimensão de corte transversal (fornecem mais informações, possibilitando melhor a detecção dos efeitos); contém maior variação e

<sup>13</sup> Para os cálculos dos indicadores de associação espacial e a identificação de *outliers*, as técnicas acima apresentadas estão implementadas nos softwares SpaceStat (ANSELIN, 1992), GeoDa (ANSELIN, 2005) e ArcView.

menor colinearidade entre as variáveis; possibilita a redução da influência da omissão de variáveis relevantes (ou por falta de medida ou por não ser possível sua observação), além de permitir o estudo de modelagens mais complexas.

Quando se utiliza variáveis para controle numa estimação, pode haver efeito endógeno do termo de erro com alguma(s) variável(is) explicativa(s) decorrentes de variáveis não observadas ou omitidas, enviesando a regressão. Como aponta Wooldridge (2002), a motivação primária para uso de painel de dados é atenuar o problema de viés de variáveis omitidas. Na estrutura de painel de dados, o assunto chave é saber se os efeitos não observados são ou não correlacionados com as variáveis explicativas.

É fato que cada país possui características específicas que influenciam a taxa de crescimento da renda. Tais características estão ligadas à história do país, ao regime político adotado, às instituições financeiras existentes, entre outros. Estas características afetam a variável a ser explicada, porém não são possíveis de ser mensuradas. A técnica microeconômica de painel de dados, portanto, sob algumas pressuposições, pode ser usada para obter estimadores consistentes na presença de variáveis omitidas que são constantes durante o período de análise. No presente caso, os modelos de dados em painel controlam as diferenças existentes entre os países.

Considerando dados em painel e um modelo linear, para cada observação o modelo pode ser representado por:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (18)$$

onde  $i$  denota os diferentes indivíduos (países) e o subscrito  $t$  refere-se ao período de tempo em que se está analisando (quinquênios entre os anos 1985 e 2005);  $Y$  é a variável de interesse;  $X$  é o vetor  $1 \times k$  de variáveis explicativas;  $\beta$  é o vetor  $k \times 1$  de coeficientes a serem estimados;  $\mu_i$  são efeitos não-observados, constantes no tempo, específicos a cada unidade de *cross-section* (efeitos individuais).

A existência de efeitos não observados que enviesam as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode ser constatada por meio da aplicação do teste de Breusch e Pagan, o método indicado pela literatura para a identificação dos referidos efeitos. Breusch e Pagan (1980) derivam uma estatística usando o princípio do multiplicador de Lagrange em conjunto com a verossimilhança, cuja hipótese nula é a não existência de efeitos não

observados.

Comprovada a existência de efeitos não observados, é possível se utilizar efeitos fixos (EF) ou efeitos aleatórios (EA), uma vez que esses métodos consideram e tratam os efeitos não observados.

No caso de efeitos aleatórios,  $X_{it}$  e  $\mu_i$  são independentes, então  $E[\mu_i | X_i] = E[\mu_i] = 0$  (ortogonalidade entre  $\mu_i$  e  $X_i$ ), e tem-se que o termo  $\mu_i$  é tratado como uma variável aleatória *i.i.d.* distribuída com média zero e variância  $\sigma_\mu^2$ . Assume-se, assim, a homocedasticidade do efeito não-observado  $\mu_i$ . Fazendo

$$v_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$E[v_{it}^2] = E[\mu_i^2] + 2E[\mu_i \varepsilon_{it}] + E[\varepsilon_{it}^2] = \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (20)$$

$$\text{Para } t \neq s, E[v_{it} v_{is}] = E[(\mu_i + \varepsilon_{it})(\mu_i + \varepsilon_{is})] = E[\mu_i^2] = \sigma_\mu^2 \quad (21)$$

A matriz T x T de variância de  $v_i$  ( $\Omega$ ) toma a forma:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\mu^2 & \dots & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \dots & \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix} \quad (22)$$

Para esta estrutura de erro, assumindo que  $\Omega$  é positiva definida e  $E(X_i' \Omega^{-1} X_i)$  é não-singular, o método de Mínimos Quadrados Generalizados - MQG (*GLS, Generalized Least Squares*) pode ser aplicado consistentemente. O estimador MQG é

$$\hat{\beta} = \left( \sum_{i=1}^N X_i' \Omega^{-1} X_i \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^N X_i' \Omega^{-1} y_i \right) \quad (23)$$

Para implementação do MQG, entretanto, é necessário o prévio conhecimento de  $\Omega$ , o que nem sempre acontece, pois  $\sigma_\mu^2$  e  $\sigma_\varepsilon^2$  são, a princípio, desconhecidos. A matriz  $\Omega$  passa então, a ser estimada por um estimador consistente,  $\hat{\Omega}$ . O recurso de estimar  $\Omega$  torna possível a estimação do modelo; com isso, esse método é conhecido por MQGE – Mínimos Quadrados Generalizados Exequíveis (*FGLS, Feasible Generalized Least Squares*). O procedimento para estimação por MQGE segue os seguintes passos:

1. Obter por MQO uma estimativa de  $\beta$  ( $\hat{\beta}$ );
2. Computam-se os resíduos da estimação por MQO ( $\hat{v}_i$ ), por meio de  $\hat{v}_i \equiv y_i - X_i \hat{\beta}$
3. Estima-se  $\hat{\sigma}_v^2$ , por meio de
 
$$\hat{\sigma}_v^2 \equiv \frac{1}{(NT - K)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\sigma}_{it}^2 ;$$
4. Estima-se  $\hat{\sigma}_\mu^2$ , por meio de
 
$$\hat{\sigma}_\mu^2 \equiv \frac{1}{\left(\frac{NT(T-1)}{2} - K\right)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{v}_{it}^2 \hat{v}_{is}^2 ;$$
5. Estima-se  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ , por meio de  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \hat{\sigma}_v^2 - \hat{\sigma}_\mu^2$ ;
6. Computa-se  $\hat{\Omega}$ , substituindo os valores calculados de  $\hat{\sigma}_\mu^2$  e  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  na equação (22);
7. Estima-se  $\hat{\beta}$  por meio da equação (23) usando  $\hat{\Omega}$  no lugar de  $\Omega$ ;
8. Os resíduos da estimação por MQGE podem ser calculados por  $\hat{v}_i \equiv y_i - X_i \hat{\beta}$

O estimador  $\hat{\beta}$ , assim obtido por MQGE, é o estimador de efeitos aleatórios.

Quando é identificada a presença de variáveis omitidas não-observadas invariantes no tempo que são correlacionadas com as variáveis explicativas, tem-se o caso de efeitos fixos:  $X_{it}$  e  $\mu_i$  não são independentes, então  $E[\mu_i | X_i] \neq 0$ . Mantém-se a primeira hipótese de identificação, ou seja, que o termo de erro não está correlacionado com as variáveis explicativas e os efeitos não-observados:  $E[\varepsilon_{it} | X_{it}, \dots, X_{iT}, \mu_i] = 0$ .

Para a estimação do modelo com estas características, remove-se o efeito não-observado  $\mu_i$  por meio da transformação da equação (18), diminuindo-a de sua média:

$$Y_{it} - \bar{Y}_{it} = (X_{it} - \bar{X}_{it})\beta + \mu_i - \bar{\mu}_i + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it} \quad (24)$$

onde

$$\bar{Y}_{it} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T Y_{it} ; \quad \bar{X}_{it} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T X_{it} ; \quad \bar{\varepsilon}_{it} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} ; \quad \bar{\mu}_i = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T \mu_{it} = \mu_i .$$

Fazendo  $\check{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_{it}$ ;  $\check{X}_{it} = X_{it} - \bar{X}_{it}$ ;  $\check{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it}$ ; pode-se estimar consistentemente por MQO a regressão de  $\check{Y}_{it}$  sobre  $\check{X}_{it}$ :

$$\check{Y}_{it} = \check{X}_{it}\beta + \check{\varepsilon}_{it} \quad (25)$$

Nesse caso, o estimador  $\beta$  é chamado estimador de efeitos fixos, ou estimador *within*, por causa da transformação realizada dentro (*within*) da unidade  $i$ . Este estimador é equivalente ao estimador de variável *dummy* (LSDV, *Least Square Dummy Variable*), obtido se o efeito não-observado  $\mu_i$  for tratado como um parâmetro a ser estimado ao longo de  $\beta$ , com a definição de  $N$  variáveis *dummies*  $d_{ni}$ , uma para cada corte cruzado, com a regressão por MQO de  $Y_{it}$  sobre  $X_{it}$ ,  $d_{1i}$ ,  $d_{2i}$ , ...,  $d_{Ni}$ .

Em painel de dados com “N grande” e “T pequeno”, é interessante permitir interceptos específicos para cada período de tempo, por meio da introdução de variáveis *dummies*, de modo a captar efeitos agregados de tempo que exercem a mesma influência sobre  $Y_{it}$  para todo  $i$  (WOOLDRIDGE, 2002).

Segundo Hausman (1978), a escolha da especificação mais adequada parece levar em conta duas considerações: uma lógica e uma estatística. A consideração lógica refere-se a descobrir se  $\mu$  pode ser considerado aleatório e retirado de uma distribuição *i.i.d.*. A consideração estatística diz respeito a comparar o viés e a eficiência dos dois estimadores nas estimativas dos  $\beta$ 's. Os estimadores se tornam idênticos quando  $t \rightarrow \infty$ , porém não é o caso da maioria dos trabalhos econométricos em que  $n$  é grande relativo a  $t$ . Dessa forma, nesse caso, a diferença entre os estimadores é um problema importante.

Woodridge (2002) argumenta que a questão chave na escolha entre a abordagem de efeitos fixos e efeitos aleatórios é verificar se  $\mu_i$  e  $x_{it}$  são correlacionados. Para checar se existe correlação entre  $\mu_i$  e as variáveis explicativas, o teste de Hausman é sugerido pela literatura microeconométrica. Hausman (1978) propôs um teste baseado na diferença entre os estimadores de EA e EF com a pretensão de investigar se há diferenças significativas entre eles. A forma original da estatística de Hausman pode ser computada como segue:

$$H = \left[ (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' \left( \text{Var}(\hat{\beta}_{EF}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{EA}) \right)^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \right] \quad (26)$$

A hipótese nula do teste de Hausman aponta que o estimador de EA é eficiente e

consistente. Portanto, a rejeição da hipótese nula leva à conclusão de que o método de efeitos fixos é mais apropriado, pois leva a estimativas consistentes e eficientes. Do contrário, no caso da não-rejeição da hipótese nula, a estimação por efeitos fixos leva a resultados consistentes, mas não eficientes, enquanto que a estimação por efeitos aleatórios leva a resultados consistentes e eficientes, e deve ser o método preferido.

### 3.3.2 Modelos de dados em painel com dependência espacial

De acordo com Elhorst (2003), os modelos de dados em painel comumente usados na literatura empírica podem ser expandidos para a incorporação de efeitos espaciais: dependência espacial e heterogeneidade espacial. A heterogeneidade espacial é incorporada por meio da variação dos coeficientes das variáveis explicativas; um exemplo é a metodologia RPG discutida na seção 3.4 a seguir. Para as categorias de modelos de painel de dados espaciais detalhadas pelo autor, efeitos fixos e efeitos aleatórios, o coeficiente de cada variável regressora é único e global, e capta o comportamento representativo, ou “médio”, entre as variáveis.

Ao especificar a dependência espacial entre as observações, o modelo pode incorporar um processo autorregressivo no termo de erro (modelo de erro espacial) ou o modelo pode conter uma variável defasada espacialmente (modelo de defasagem espacial), em que o valor da variável dependente é influenciado pelo valor dessa variável nos países vizinhos. A heterogeneidade espacial nos modelos de dados em painel com coeficientes globais é incorporada pela variação do intercepto, representando os efeitos individuais não-observados.

A especificação de um modelo geral de dados em painel com dependência espacial na forma empilhada pode ser representada por:

$$y_t = \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \gamma + \mu + u_t, \quad \text{para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (27a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad \text{sendo } \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I) \quad (27b)$$

em que  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$  é o vetor de observações da variável dependente;  $X_t = (X'_{kt}, \dots, X'_{Nt})'$  é uma matriz  $n \times k$  de observações das variáveis explicativas;  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$  é o vetor de coeficientes a serem estimados;  $W_1 y_t = (W_1 y_{1t}, \dots, W_1 y_{Nt})'$  é o vetor da variável dependente

defasada espacialmente;  $W_1X_t = (W_1X'_{kt}, \dots, W_1X'_{Nt})^{14}$  é a matriz que representa a defasagem espacial das variáveis explicativas;  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$  é o vetor do intercepto que captura os efeitos fixos de cada unidade espacial;  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$  é o vetor do termo de erro autocorrelacionado;  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$  é o vetor do termo de erro *i.i.d.* com média zero e variância  $\sigma^2$ ;  $W_1$  e  $W_2$  são matrizes de ponderação espacial<sup>15</sup>;  $\rho$  é chamado parâmetro de defasagem autorregressiva ( $-1 < \rho < 1$ );  $\lambda$  é chamado parâmetro autorregressivo espacial ( $-1 < \lambda < 1$ );  $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$  é um vetor de coeficientes das externalidades da regressão.

A partir do modelo geral dado nas equações (27a) e (27b) podem-se obter outros modelos de painel de dados com dependência espacial, fazendo-se restrições aos parâmetros. Se  $\rho = 0$  e  $\gamma = 0$ , mas  $\lambda \neq 0$ , tem-se o **modelo de erro auto-regressivo espacial (SEM)**:

$$y_t = X_t\beta + \mu + u_t \quad (28a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t \quad (28b)$$

Se  $\lambda = 0$  e  $\gamma = 0$ , mas  $\rho \neq 0$ , tem-se o **modelo de defasagem espacial (SAR)**:

$$y_t = \rho W_1 y_t + X_t\beta + \mu + \varepsilon_t \quad (29)$$

Se  $\lambda = 0$  e  $\rho = 0$ , mas  $\gamma \neq 0$ , tem-se o **modelo regressivo cruzado espacial (SLX)**, em que os efeitos de transbordamentos espaciais são representados pela defasagem espacial das variáveis explicativas:

$$y_t = X_t\beta + W_1 X_t \gamma + \mu + \varepsilon_t \quad (30)$$

Se  $\lambda = 0$ , mas  $\gamma \neq 0$  e  $\rho \neq 0$ , tem-se o **modelo Durbin espacial (SDM)**, com defasagem espacial das variáveis dependente e explicativas:

$$y_t = \rho W_1 y_t + X_t\beta + W_1 X_t \gamma + \mu + \varepsilon_t \quad (31)$$

Se  $\rho = 0$ , mas  $\lambda \neq 0$  e  $\gamma \neq 0$ , tem-se o **modelo de transbordamentos com erro espacial, com defasagem espacial das variáveis independentes (SDEM)** e o termo de erro seguindo um processo espacial auto-regressivo:

<sup>14</sup> Alguns elementos de  $W_1X_t$  podem ser nulos, pois nem todas as variáveis explicativas apresentam transbordamentos espaciais.

<sup>15</sup> É utilizada uma matriz de ponderação espacial diferente ( $W_2$ ) para evitar problemas de identificação no modelo.

$$y_t = X_t\beta + W_1X_t\gamma + \mu + u_t , \quad (32a)$$

$$u_t = \lambda W_2u_t + \varepsilon_t \quad (32b)$$

A variável dependente defasada espacialmente é endógena,<sup>16</sup> uma vez que é altamente correlacionada com o termo de erro. Assim, no caso de efeitos fixos, as equações onde o termo  $W_1y_t$  aparece devem ser estimadas utilizando o estimador *within* (equação 25) com variáveis instrumentais, pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). As variáveis instrumentais indicadas são as variáveis explicativas e suas defasagens espaciais, que, a princípio, possuem alta correlação com a variável dependente e não possuem correlação com o termo de erro (KELEJIAN e PRUCHA, 1998).

Sob condições de não-normalidade dos resíduos e de heterocedasticidade, os modelos em painel de erro espacial (SEM e SDEM) devem ser estimados seguindo o procedimento de MQGE. Na implementação do procedimento, o primeiro passo é estimar o modelo de efeitos fixos convencional. Após, defasam-se os resíduos desse modelo. O terceiro passo envolve estimar novamente o modelo por efeitos fixos incluindo os resíduos defasados espacialmente ( $Wu$ ) a fim de obter estimativas consistentes de  $\lambda$ . De posse da estimativa de  $\lambda$ , as variáveis são filtradas de acordo com o procedimento *à la* Cochrane-Orcutt espacial:

$$y^* = y - \lambda W_1y \quad (33a)$$

$$X^* = X - \lambda W_1X \quad (33b)$$

$$W_2X^* = W_2X - \lambda W_2W_1X \quad (33c)$$

em que  $W_2X$  é a defasagem espacial da defasagem espacial de  $X$ .

O passo final é estimar os modelos SEM e SDEM com as variáveis transformadas pelo processo de filtragem espacial das variáveis do tipo Cochrane-Orcutt. Vale salientar que, neste procedimento, adota-se a premissa subjacente de que  $\lambda$  não muda ao longo do tempo.

Baseado nos resultados para o modelo básico (equação 18), Almeida (2009) indica o procedimento para a estimação dos modelos com correção para a dependência espacial. Segue o resumo do processo:

---

<sup>16</sup> Isso decorre diretamente do fato de que o processo espacial é multidirecional: os vizinhos de uma região a influencia, ao mesmo tempo que essa região influenciada também influencia os vizinhos.



- i. testar o modelo básico sem dependência espacial pelos métodos MQO com dados combinados (*pooled*), efeitos fixos e efeitos aleatórios;
- ii. com base nos testes de Breusch-Pagan e Hausman, a) avaliar a presença de efeitos não-observados, b) havendo efeitos não-observados, decidir sobre efeitos fixos ou aleatórios;
- iii. avaliar os resíduos de cada corte cruzado quanto à presença de autocorrelação espacial indicada pelo  $I$  de Moran considerando-se várias matrizes de ponderação espacial; havendo a presença de autocorrelação espacial em pelo menos um período, seguir para o próximo passo;
- iv. a matriz escolhida para utilização nos modelos espaciais é a que apresenta o maior valor para o  $I$  de Moran dos resíduos, ou seja, é a matriz que capta a maior parte da dependência espacial, seguindo o procedimento de Baumont (2004); gerar as defasagens espaciais para a variável dependente, as variáveis explicativas (utilizando a melhor matriz de ponderação espacial encontrada,  $W_1$ , segundo o procedimento anterior), e o termo de erro (utilizando a segunda melhor matriz de ponderação espacial,  $W_2$ );
- v. estimar as especificações para os modelos espaciais descritos acima;
- vi. com os resíduos obtidos das estimações, avaliar cada *cross-section* quanto à presença de autocorrelação espacial indicada pelo  $I$  de Moran;
- vii. escolher o melhor modelo como aquele que atende aos dois critérios consecutivamente: 1) os resíduos do modelo não apresentam autocorrelação espacial; 2) o melhor valor para o critério de informação (menor valor do critério de informação de Akaike - AIC, por exemplo).

### 3.4 REGRESSÕES PONDERADAS GEOGRAFICAMENTE – RPG<sup>17</sup>

A técnica de regressão linear estima um parâmetro  $\beta$  que relaciona as variáveis explicativas à variável dependente. Todavia, quando essa técnica é aplicada para dados espaciais, algumas questões concernentes à estabilidade desses parâmetros no espaço surgem. O termo heterogeneidade espacial dos parâmetros diz respeito às variações nas relações entre as variáveis ao longo do espaço. Essas diferentes relações são expressas por diferentes coeficientes das regressões. No caso extremo, há uma regressão para cada unidade espacial analisada. Existem algumas abordagens econométricas para incorporar essa heterogeneidade espacial no modelo. A metodologia conhecida por Regressões Ponderadas Geograficamente – RPG (*Geographically Weighted Regressions – GWR*) desenvolvida por Brundson, Fotheringham e Charlton (1996) é um dos exemplos.

RPG é um modelo não paramétrico de tendência espacial que se baseia em uma sequência de regressões localmente lineares para produzir estimativas para cada ponto no espaço utilizando uma sub-amostra de dados de observações vizinhas. Essa técnica permite a modelagem dos relacionamentos que variam no espaço por introduzir pesos baseados na distância para prover estimativas de  $\beta_{ki}$  para cada variável  $X_k$  e cada localização geográfica  $i$  (CHASCO et al., 2007). A idéia de atribuir pesos às observações individuais a partir de um ponto focal embute o conceito de que a importância relativa é decrescente com a distância do ponto analisado. Em outras palavras, cria-se uma “janela móvel” sobre um conjunto de observações distribuídas no espaço, criando subconjuntos de dados em torno de pontos específicos, em que a influência das observações é diminuída quanto mais se distanciam do centro da janela (PÁEZ e SCOTT, 2004).

A especificação do modelo RPG segue a forma:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (34)$$

onde  $(u_i, v_i)$  representa as coordenadas do ponto  $i$  no espaço, e  $\beta_k(u_i, v_i)$  representa o valor que a função contínua  $\beta_k(u, v)$  assume no ponto  $i$ .

A estimação de  $\beta(u_i, v_i)$  é feita por mínimos quadrados ponderados, em que os pesos modificam-se sob influência da proximidade com o ponto de regressão  $i$ , e são definidos pela

---

<sup>17</sup> As estimativas de RPG serão implementadas no Software GWR 3.0 (CHARLTON et al., 2006).

função  $W(u_i, v_i)$ , ou *kernel* espacial. O estimador para o modelo RPG é dado por

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = (X'W(u_i, v_i)X)^{-1}X'W(u_i, v_i)Y \quad (35)$$

com  $\hat{\beta}_i = (\hat{\beta}_{i0} \ \hat{\beta}_{i1} \ \dots \ \hat{\beta}_{iM})'$  e

$$W_i(u_i, v_i) = \begin{bmatrix} w_{i1} & \dots & 0 & 0 \\ 0 & w_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & w_{iN} \end{bmatrix}$$

A matriz  $W(u_i, v_i)$  representa os pesos  $w_{ij}$  baseados na distância entre a observação no ponto  $i$  e as demais observações da sub-amostra selecionada pela “janela móvel”, e definidos pela função do *kernel* espacial. Há diversas maneiras de se definir a matriz de ponderação  $W(u_i, v_i)$ , conforme a distância da observação  $j$  em relação ao ponto de regressão  $i$  ( $d_{ij}$ ):

- a) Pesos discretos, assumindo o valor 1 se a distância da observação  $j$  é inferior a uma determinada distância crítica do ponto de regressão  $i$ , e assumindo o valor zero se a distância de  $j$  for superior à distância crítica. Nesse caso, todas as observações dentro da janela têm o mesmo peso, e o *kernel* espacial toma a forma cilíndrica. A desvantagem dessa especificação é que os coeficientes locais ficam muito sensíveis à mudança do ponto de regressão.
- b) Pesos contínuos como função da distância  $d_{ij}$ , como, por exemplo,  $w_{ij} = \exp(-d_{ij}^2/b^2)$ , onde  $b$  é a largura da banda (ou janela móvel). Assim, à medida que a distância aumenta, o peso das observações diminui segundo uma curva normal.
- c) Pesos contínuos com largura de banda dependente do número de observações (função de ponderação adaptativa), como, por exemplo, a função bi-quadrada  $w_{ij} = [1-(d_{ij}/b)^2]^2$ , caso  $d_{ij}$  seja menor que a distância crítica (assumindo valor zero caso contrário) e onde  $b$  é definido de modo que haja o mesmo número de observações ao redor de cada ponto de regressão.
- d) Restrição de que a soma dos pesos seja igual a uma constante  $C$ , de modo que, quando a densidade de observações for baixa, o *kernel* se expande, e quando a densidade de observações for alta, o *kernel* se estreita. Para a definição da constante  $C$ , o

procedimento pode ser iterativo, utilizando uma medida de ajuste (por exemplo,  $R^2$ ) como critério para a escolha ótima.

Como discutido por Fotheringham et al. (2002), um problema potencial que pode surgir na aplicação de RPG com *kernels* espaciais fixos ( $a$  e  $b$ ) é que, para alguns pontos da regressão onde os dados são esparsos, os modelos locais podem ser calibrados com poucas observações dando lugar a parâmetros estimados com grandes erros-padrão levando à ineficiência das estimações para os coeficientes locais. Em casos extremos, a estimação de alguns parâmetros pode ser impossível devido às variações insuficientes em pequenas amostras. Ao contrário, se há uma alta densidade de dados em algumas regiões, certas subamostras podem ser redundantes, implicando em viés na estimação dos coeficientes locais.

Assim, para mitigar esses problemas, os *kernels* espaciais podem ser “construídos” para se adaptarem às variações na densidade dos dados de tal maneira que os *kernels* tenham bandas mais largas onde os dados são escassos e, bandas menores onde os dados são abundantes. Os itens  $c$  e  $d$  são funções de ponderação adaptativa. Graficamente, a aplicação de RPG com *kernel* fixo bem como com *kernel* adaptativo são descritos nas figuras 2a e 2b.

O Quadro 3 resume as possíveis formas para o *kernel* espacial utilizado na matriz de ponderação dos modelos RPG. No caso em que a matriz de ponderação é a matriz identidade, tem-se o modelo de regressão linear clássico. Quando a largura de banda tende ao infinito, o modelo local tenderá ao modelo global com número de parâmetros igual a  $k$ . Quando a largura de banda tende a zero, o modelo local tende a “envolver” cada observação, e o número de parâmetros é igual a  $n$ . Assim, o número de parâmetros no modelo local varia entre  $k$  e  $n$ , e depende da largura da banda.

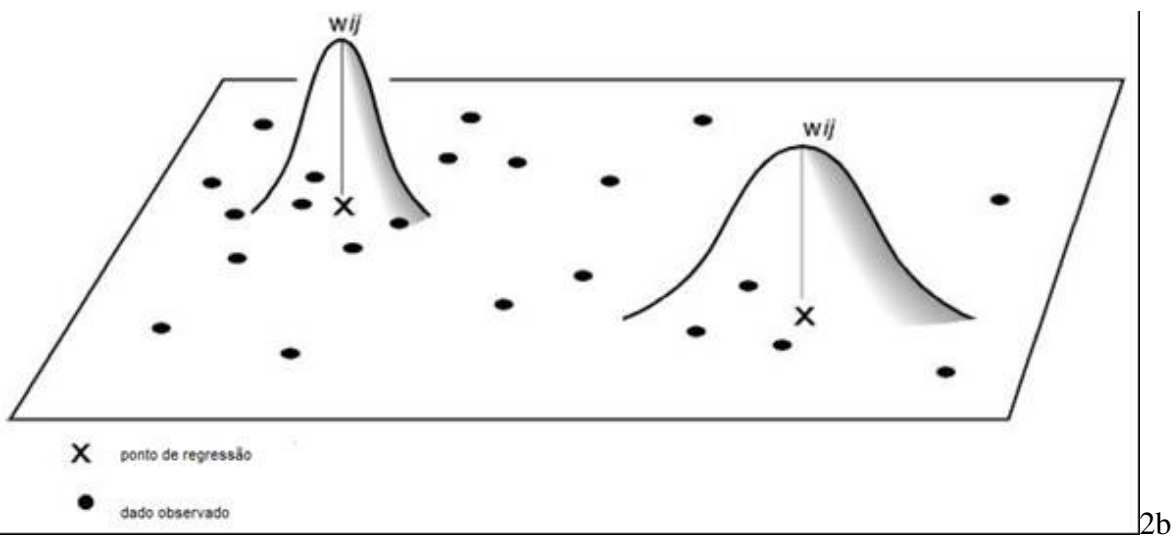
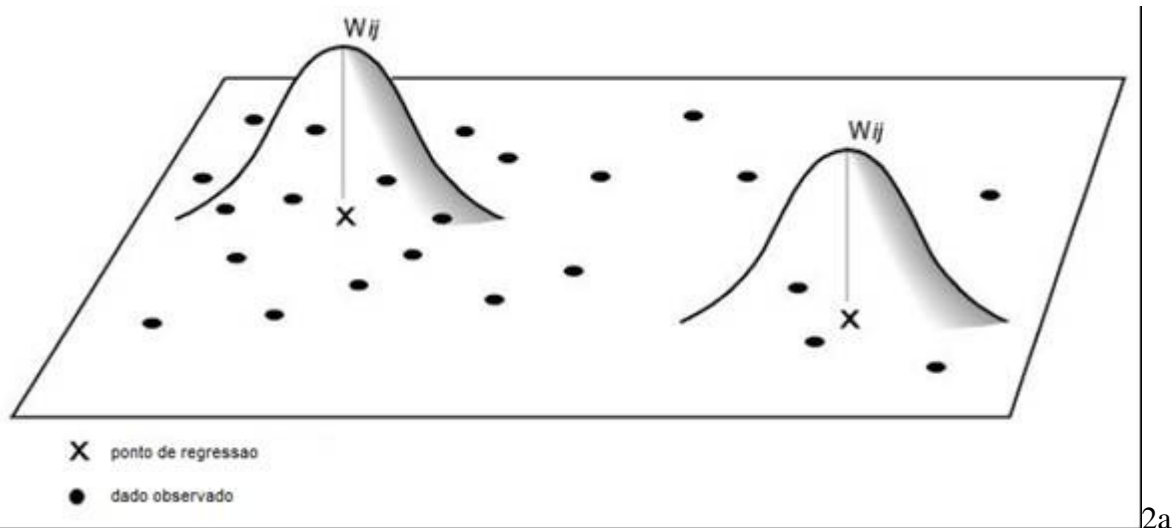


Gráfico 2 - Tipos de *kernel* espacial

2a: *Kernel* com pesos contínuos (gaussiano) com largura de banda fixa

2b: *Kernel* adaptativo

Fonte: adaptado de Charlton, Fotheringham e Brundson (2002).

Tipo de <i>kernel</i>	Função	Observações
Cilíndrico, largura fixa	$w_{ij} = 1$ , se $d_{ij} < d$ $w_{ij} = 0$ , caso contrário	Desvantagem: coeficientes locais ficam muito sensíveis à mudança do ponto de regressão, pois todas as observações dentro do kernel têm o mesmo peso.
Contínuo, largura fixa	$w_{ij} = \exp(-d_{ij}^2/b^2)$	Desvantagem: - se há poucas observações na janela: ineficiência das estimações para os coeficientes locais. - se há uma alta densidade de dados em algumas regiões: certas sub-amostras podem ser redundantes, implicando em viés na estimação dos coeficientes locais
Adaptativo	$w_{ij} = [1-(d_{ij}/b)^2]^2$ , se $d_{ij} < d$ $w_{ij} = 0$ , caso contrário	
Adaptativo	$\sum_j w_{ij} = C$	

Quadro 3 - Resumo dos tipos de *kernel* espacial para os modelos RPG

Fonte: OLIVEIRA (2009).

O valor da largura da banda ( $b$ ) para o *kernel* pode ser escolhido com base no procedimento de validação cruzada. Segundo este procedimento, a função com a forma:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{\neq i}(b))^2 \quad (36)$$

é minimizada com respeito a  $b$ , onde  $\hat{y}_{\neq i}(b)$  é o valor ajustado de  $y_i$  com as observações do ponto  $i$  sendo omitidas do processo de calibragem. O valor da largura de banda também pode ser escolhido com base na utilização do critério de informação de Akaike, ao comparar as regressões obtidas com valores diferentes de largura de banda.

A escolha ótima de largura de banda envolve um *trade-off* entre viés e variância: uma largura de banda muito pequena leva a uma variância grande nas estimativas locais; uma banda muito larga traz viés às estimativas locais.

O estimador de RPG é um estimador de mínimos quadrados ponderados (MQP), com a distinção de que os pesos não são fixos, mas modificam-se de acordo com a proximidade do ponto de regressão  $i$ , identificado pelas coordenadas  $(u_i, v_i)$ .

O modelo RPG pode ser comparado a um modelo de regressão linear clássico de coeficientes globais por meio de um teste ANOVA. A hipótese nula do teste ANOVA é que o modelo RPG não melhora os resultados do modelo de regressão linear clássico, e é avaliado pela estatística  $F$ .

Adicionalmente, os coeficientes locais estimados para uma variável explicativa podem ser avaliados por intermédio de um teste de significância de Monte Carlo: caso não haja uma variabilidade espacial significativa, a hipótese nula de estacionariedade espacial se sustenta. O desvio padrão dos coeficientes locais é usado para computar a estatística do teste. O desvio padrão observado é comparado com valores simulados do desvio padrão obtidos por meio de sucessivas realocações aleatórias das observações nas regiões em estudo. Os valores obtidos (simulados e observado) são classificados, e a posição ocupada no *rank* pelo desvio padrão observado é usada para o cálculo do  $p$ -valor:

$$p\text{-valor} = 1 - \text{rank}/n, \quad \text{onde } n \text{ é o número de simulações.} \quad (37)$$

Em resumo, ao possibilitar a estimação dos parâmetros considerando sua variabilidade espacial, a metodologia RPG soluciona uma importante fonte de má-especificação, qual seja, a omissão da heterogeneidade espacial nos parâmetros em nível de país. Além disso, os efeitos de dependência espacial podem ser considerados localmente, caso uma avaliação dos resíduos do modelo RPG mostrem a presença de autocorrelação espacial.

### 3.5 MODELO EMPÍRICO

#### 3.5.1 Descrição das variáveis

A amostra contém 148 países que serão analisados no período quinquenal de 1985 a 2005. A escolha de um período de somente cinco intervalos de tempo deve-se à dificuldade de se encontrar dados para todos os países com uma dimensão temporal mais longa. Vale ressaltar que, em termos quantitativos, os países amostrados detêm, em média, 93% da população mundial e 87% do PIB real por trabalhador no período em questão. Como se tratam de dados mundiais, a base não está isenta de problemas, pois nem todos os países possuem métodos estatísticos avançados. Porém, a *Penn World Table* (PWT versão 6.3)<sup>18</sup> e o Banco Mundial<sup>19</sup> têm a função, assim como os vários órgãos estatísticos internacionais, de recolher, tratar e divulgar os dados estatísticos, bem como padronizar, classificar e definir os métodos, e também coordenar os programas e atividades internacionais de estatística. Então, apesar de reunir dados de outras fontes, os dados macroeconômicos apresentados no presente estudo foram retirados da PWT<sup>20</sup> enquanto os indicadores sociais foram extraídos do Banco Mundial.

Variável dependente (*TXCRESC*): é o logaritmo natural da razão entre os valores do PIB real por trabalhador relativos a dois anos consecutivos. Assim, por exemplo, serão utilizados os valores do PIB real por trabalhador do ano 1985 em relação aos valores do ano de 1980, e assim sucessivamente. O PIB real por trabalhador<sup>21</sup> será utilizado como uma *proxy* da qualidade de vida dos países ou, como o modelo teórico básico de Solow (1956) estabelece, é um indicador de níveis de desenvolvimento. A fonte desses dados é a PWT de Heston et al. (2009).

As variáveis explicativas “básicas” correspondem ao PIB inicial, ao crescimento populacional, à tecnologia e ao capital físico. Ademais, um conjunto de variáveis explicativas adicionais relatadas na literatura como fatores relacionados ao processo de crescimento dos

<sup>18</sup>Dados disponíveis em: [http://pwt.econ.upenn.edu/php\\_site/pwt63/pwt63\\_form.php](http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt63/pwt63_form.php)

<sup>19</sup>Dados disponíveis em: <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do?Step=12&id=4&CNO=2>

<sup>20</sup> Todos os dados retirados da PWT, exceto dados de população e de poder de paridade de compra, estão a preços constantes de 2005.

<sup>21</sup> Segundo Heston et al. (2009), PIB por trabalhador deriva do resultado de  $(\text{PIB per capita} * \text{população}) / \text{trabalhadores}$ . O PIB é calculado pelo método de cadeia ponderado (Chain-weighting). Steindel (1995) apresenta a grande vantagem desse método em relação ao método tradicional de ano-base fixo para a mensuração do PIB.



países foram acrescentadas à regressão. As variáveis encontram-se em sua forma linearizada e estão detalhadas no Quadro 4.

O PIB inicial ( $PIB_{t-1}$ ) é representado pelo logaritmo da variável PIB real por trabalhador concernente ao quinquênio anterior. Na análise de  $\beta$  convergência, um coeficiente  $\beta$  negativo estatisticamente significativo conduz à inferência de convergência entre as regiões em questão. No presente caso, se há a confirmação de um coeficiente negativo significativo, pode-se inferir que tem ocorrido o processo de convergência de renda entre os países.

Já o capital físico ( $S$ ) corresponde à parcela do investimento em relação ao PIB real *per capita*. Desde os modelos clássicos de crescimento, o capital físico é argumentado como de grande importância para a análise de convergência de renda. Romer (1987) sugere que a poupança tem grande influência no crescimento e isso prova as externalidades positivas da acumulação de capital.

Quanto aos dados de população, seguiu-se a proposição de Ertur e Koch (2007) para o cálculo da taxa de crescimento populacional. De acordo com os autores,  $n$  é o crescimento da população economicamente ativa (PEA - entre 15 e 64 anos) definida da mesma forma que a taxa de crescimento do PIB, aplicada aos dados de população. Antes, porém, Ertur e Koch (2007) calculam o número de trabalhadores conforme descrito em Caselli (2005):  $(PIB \textit{ per capita} * \textit{população}) / PIB$  por trabalhador, para, então, computar a taxa de crescimento relativo da PEA. Conforme MRW (1992) e Islam (1995, 2003), é assumido um valor anual de 0,03 para a taxa de depreciação ( $\delta = 0,03$ ) somada à taxa de progresso tecnológico ( $g = 0,02$ ). Portanto, a variável  $(n+g+\delta)$ , acordada pelos modelos teóricos de crescimento econômico como necessária à estimação de convergência e denotada como  $NGS$ , consiste da adição do valor da taxa de depreciação e da tecnologia ( $g+\delta = 0,05$  anuais) aos valores das taxas de crescimento populacional.

Os modelos de crescimento endógeno mostraram a importância da inclusão do capital humano para explicar as taxas de crescimento. O modelo de Lucas (1988) produziu um arcabouço teórico que permitiu associar um maior nível de capital humano com maiores taxas de crescimento de longo prazo. Neste modelo, o aumento no nível de capital humano de um indivíduo produz uma externalidade positiva em toda a economia. Como *proxy* para capital humano ( $H$ ) foi utilizada a taxa bruta de matrículas no ensino secundário<sup>22</sup>. Essa variável foi

---

<sup>22</sup> Vale notar que, para a obtenção de dados faltantes, foram realizadas interpolação ou aplicação de taxa média de crescimento.

retirada do Banco Mundial que compilou os dados de educação a partir das estatísticas da UNESCO. Dada a dificuldade de se ter informações educacionais, o painel contou com 148 países para os quinquênios de 1985 a 2005.

Entretanto, Sala-i-Martin (2002) adverte que a relação entre a maior parte das medidas de capital humano e o crescimento é fraca, todavia, algumas medidas de saúde são robustas. Para testar essa proposição, a expectativa de vida ao nascer (*EXPVI*), de diversas fontes estatísticas, porém compiladas e disponibilizadas pelo Banco Mundial foi acrescentada à análise de convergência.

A qualidade do governo também é informada na literatura como uma pré-condição ao desenvolvimento dos países. (SALA-i-MARTIN, 2002). Nessa perspectiva, a variável proporção dos gastos do governo em relação ao PIB *per capita* (*GOV*) tem o intuito de captar o impacto do poder público sobre o crescimento de um país. É esperado um impacto positivo caso o governo atue de maneira eficiente e um sinal negativo, caso contrário.

Existe quase um consenso entre os economistas no sentido de que a abertura da economia ao comércio exterior e ao investimento externo conduz a um maior crescimento e, dessa forma, os países reduzem o *gap* existente em relação à renda dos países desenvolvidos, o que, por sua vez, tende a promover a convergência de renda entre os países. Um dos responsáveis por esta crença talvez seja o modelo ricardiano de vantagens comparativas. Diversos estudos empíricos registraram uma correlação positiva entre várias medidas de abertura econômica e crescimento, sendo os mais destacados Dollar (1992), Frankel e Romer (1999). A variável grau de abertura (*OPEN*) utilizada nesse trabalho é extraída da PWT. Heston et al. (2009) informam que grau de abertura é uma medida do comércio total em relação ao PIB dos países, isto é, exportações mais importações dividido pelo PIB real *per capita*. De acordo com a descrição dos autores, dados de comércio, para a construção da variável, foram extraídos dos arquivos do Banco Mundial e das Nações Unidas.

Barro (1991), por sua vez, observa que, freqüentemente, argumenta-se que distorções do mercado de preços impactam negativamente o crescimento econômico. Por causa da intrínseca conexão entre investimento e crescimento, tais interferências de mercado seriam especialmente importantes. Como tentativa de equiparar os países em termos de poder de compra, utiliza-se como *proxy*, o índice de poder de paridade de compra (*PPP*) computado por Heston et al. (2009). De acordo com os autores, PPP é o valor do PIB nacional dividido pelo valor do PIB real em termos de dólares internacionais. O PIB dos EUA corresponde à

unidade para o cálculo do índice para tanto tendo 2005 como o ano-base.

	Variável	Descrição	Unidade	Sinal esperado do coeficiente	Fonte dos dados
Variável dependente	TXCRESC	Taxa de Crescimento do PIB por trabalhador	Dólar americano ajustado por PPP	—	Variável construída a partir de dados de PIB extraídos da <i>PENN WORLD TABLE</i>
Variáveis explicativas	PIB <sub>t-1</sub>	PIB real por trabalhador do ano inicial	Dólar americano ajustado por PPP	Negativo	<i>PENN WORLD TABLE</i>
	S	Parcela do investimento privado em relação ao PIB <i>per capita</i>	% do PIB real	Positivo	<i>PENN WORLD TABLE</i>
	NGS	Soma das taxas de crescimento populacional (N), de progresso tecnológico (G) e de depreciação ( $\delta$ ), sendo $g+\delta=0.05$ a.a.	Porcentagem	Negativo	Variável construída a partir de dados de PIB extraídos da <i>PENN WORLD TABLE</i>
Variáveis explicativas adicionais (X)	H	Taxa bruta de matrícula no ensino secundário como <i>proxy</i> para capital humano	Porcentagem	Positivo	UNESCO/Banco Mundial
	EXPVI	Expectativa de vida ao nascer	Em anos	Positivo	Banco Mundial
	GOV	Parcela dos gastos do governo em relação ao PIB <i>per capita</i>	% do PIB real	Negativo/Positivo	<i>PENN WORLD TABLE</i>
	OPEN	Grau de abertura	Índice	Positivo	<i>PENN WORLD TABLE</i>
	PPP	Poder de paridade de compra sobre o PIB em relação aos EUA	Índice (EUA = 1)	Positivo/Negativo	<i>PENN WORLD TABLE</i>

Quadro 4 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico da análise de convergência  
Fonte: o autor (2010).

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva para o conjunto de dados em painel enquanto na Tabela 2 está disposta a matriz de correlação para as variáveis do modelo. Como pode ser observado por intermédio da Tabela 2, a maior correlação é verificada entre as variáveis taxa de matrícula no ensino secundário (*H*) e expectativa de vida (*EXPVI*) no montante de 0.8469. Por se tratarem de duas medidas relativas ao nível de desenvolvimento

humano, tal correlação era esperada. Ademais, vale salientar que a proposição de Sala-i-Martin (2002) - medidas de saúde são mais robustas que as de capital humano - foi seguida e, por isso, as duas variáveis foram incluídas no modelo.

Tabela 1 – Estatística descritiva dos dados

		<i>Média</i>	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
<b>TXCRESC</b>	<i>Global</i>		0.2123	-1.2056	1.8837
	<i>Entre</i>	0.0348	0.1115	-0.3184	0.5024
	<i>Dentro</i>		0.1809	-0.8524	1.5206
<b>PIB<sub>t-1</sub></b>	<i>Global</i>		1.1328	6.0239	12.4965
	<i>Entre</i>	9.4533	1.1158	7.1634	11.8887
	<i>Dentro</i>		0.2116	8.0421	10.8293
<b>S</b>	<i>Global</i>		0.6930	-0.0202	4.3923
	<i>Entre</i>	2.8052	0.6271	1.1487	4.2121
	<i>Dentro</i>		0.2985	0.3309	3.9549
<b>NGS</b>	<i>Global</i>		1.0182	-27.6310	0.4360
	<i>Entre</i>	-1.0314	0.4975	-6.5743	-0.4903
	<i>Dentro</i>		0.8891	-22.0881	4.4480
<b>H</b>	<i>Global</i>		0.7811	1.1891	5.0862
	<i>Entre</i>	3.8262	0.7461	1.6000	4.7836
	<i>Dentro</i>		0.2375	2.8614	4.6843
<b>EXPVI</b>	<i>Global</i>		0.1810	3.3707	4.4058
	<i>Entre</i>	4.1563	0.1753	3.6680	4.3794
	<i>Dentro</i>		0.0468	3.8590	4.3661
<b>GOV</b>	<i>Global</i>		0.4731	1.1346	4.1904
	<i>Entre</i>	2.8105	0.4295	1.4767	4.0253
	<i>Dentro</i>		0.2008	1.8301	3.7655
<b>OPEN</b>	<i>Global</i>		0.5826	2.0631	5.6667
	<i>Entre</i>	4.1945	0.5122	2.8836	5.4703
	<i>Dentro</i>		0.2802	2.6810	5.4438
<b>PPP</b>	<i>Global</i>		4.6608	-20.7233	8.0392
	<i>Entre</i>	1.1150	3.6492	-13.2154	6.7559
	<i>Dentro</i>		2.9119	-15.8642	16.6142

Fonte: o autor (2010).

Tabela 2 – Matriz de correlação para as variáveis do modelo

	<i>TXCRESC</i>	<i>PIB<sub>t-1</sub></i>	<i>S</i>	<i>NGS</i>	<i>H</i>	<i>EXPVI</i>	<i>GOV</i>	<i>OPEN</i>	<i>PPP</i>
<b>TXCRESC</b>	1								
<b>PIB<sub>t-1</sub></b>	-0.0851	1							
<b>S</b>	0.2189	0.4296	1						
<b>NGS</b>	0.0021	-0.084	-0.0559	1					
<b>H</b>	0.0725	0.7728	0.5428	-0.0761	1				
<b>EXPVI</b>	0.0913	0.7848	0.5762	-0.0791	0.8469	1			
<b>GOV</b>	-0.0695	-0.2203	0.0102	0.0413	-0.215	-0.1437	1		
<b>OPEN</b>	0.0565	0.1901	0.2615	-0.0283	0.1548	0.1422	0.0544	1	
<b>PPP</b>	0.0825	-0.1741	-0.1321	0.0137	-0.1591	-0.0953	-0.0186	0.0728	1

Fonte: o autor (2010).

### 3.5.2 Modelo econométrico

#### 3.5.2.1 Modelo de dados em painel com dependência espacial

Baseado no modelo teórico apresentado, o modelo econométrico a ser estimado para testar a hipótese de convergência, sem considerar os efeitos espaciais, terá a seguinte especificação na forma resumida, e com dados empilhados:

$$TXCRESC_t = \beta_1 - \beta_2 PIB_{t-1} + \beta_3 S_t - \beta_4 (N_t + G_t + \delta) + \mathbf{X}_t \theta_k + \mu + u_t \quad (38)$$

O subscrito  $t$  para o painel de dados corresponde ao ano observado  $t=1985, 1990, \dots, 2005$ , para cada um dos  $i$  países considerados na amostra, sendo  $i = 1, 2, 3, \dots, 148$ ;  $\mathbf{X}$  corresponde ao vetor com  $k$  variáveis regressoras adicionais ao termo tradicional da hipótese de convergência. Adicionalmente,  $\mu$  são os efeitos específicos de cada país,  $u_t$  é o termo de erro aleatório, e  $\beta_{1, \dots, 4}$  e  $\theta_{1, \dots, 5}$  são os coeficientes a serem estimados.  $\delta$  refere-se à taxa de depreciação que, como MRW (1992), assumirá um valor constante de 0,03.

O modelo sem correção para efeitos espaciais especificado acima (modelo básico – equação 44) será estimado pelo método de efeitos fixos e efeitos aleatórios, e por Mínimos Quadrados Ordinários com dados combinados (*pooled*). Os critérios de avaliação serão os testes de Breusch-Pagan,  $F$  e Hausman, como descritos na seção 3.3.

Conforme procedimento descrito na seção 3.3, os resultados para o modelo sem efeitos

esaciais (modelo básico) serão usados para comparação com os modelos econométricos que incluem dependência espacial e heterogeneidade espacial, descritos a seguir.

Os modelos de dados em painel com dependência espacial serão testados nas seguintes especificações:

**a) Modelo (1) de defasagem espacial (SAR):**

$$\text{TXCRESC}_t = \rho W_1 \text{TXCRESC}_t + \beta_1 - \beta_2 \text{PIB}_{t-1} + \beta_3 S_t - \beta_4 (\text{N}_t + \text{G}_t + \delta) + \mathbf{X}_t \theta_k + \mu + \varepsilon_t \quad (39)$$

em que  $W_1 \text{TXCRESC}_t$  é a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais  $W_1$ .

Tendo em vista a endogeneidade da variável defasada espacialmente  $W_1 \text{TXCRESC}$ , - esta especificação de modelo será estimada pelo estimador *within* com Mínimos Quadrados em Dois Estágios, utilizando como variáveis instrumentais as variáveis explicativas defasadas espacialmente pela matriz  $W_1$  (Vide seção 3.3).

**b) Modelo (2) de erro espacial (SEM):**

$$\text{TXCRESC}_t = \beta_1 - \beta_2 \text{PIB}_{t-1} + \beta_3 S_t - \beta_4 (\text{N}_t + \text{G}_t + \delta) + \mathbf{X}_t \theta_k + \mu + u_t \quad (40a)$$

$$u_t = \lambda W_2 u_t + \varepsilon_t, \quad (40b)$$

em que  $W_2 u_t$  é o termo de erro defasado espacialmente.

**c) Modelo (3) regressivo cruzado espacial (SLX):**

$$\text{TXCRESC}_t = \beta_1 - \beta_2 \text{PIB}_{t-1} + \beta_3 S_t - \beta_4 (\text{N}_t + \text{G}_t + \delta) + \mathbf{X}_t \theta_k + W_1 \mathbf{X}_t \gamma_k + \mu + \varepsilon_t \quad (41)$$

em que  $W_1 \mathbf{X}_t$  representa os transbordamentos espaciais das variáveis explicativas.

**d) Modelo (4) de Durbin espacial (SDM):**

$$\text{TXCRESC}_t = \rho W_1 \text{TXCRESC}_t + \beta_1 - \beta_2 \text{PIB}_{t-1} + \beta_3 S_t - \beta_4 (\text{N}_t + \text{G}_t + \delta) + \mathbf{X}_t \theta_k + W_1 \mathbf{X}_t \gamma_k + \mu + \varepsilon_t \quad (42)$$

Tendo em vista a endogeneidade da variável defasada espacialmente  $W_1 \text{TXCRESC}$ , esta especificação de modelo será estimada pelo estimador *within* com Mínimos Quadrados em Dois Estágios, utilizando como variáveis instrumentais as variáveis explicativas duas vezes defasadas espacialmente.

e) **Modelo (5) com defasagem espacial do erro e transbordamentos espaciais (SDEM):**

$$\text{TXCRESC}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{PIB}_{t-1} + \beta_3 S_t + \beta_4 (N_t + G_t + \delta) + \mathbf{X}_t \theta_k + \mathbf{W}_1 \mathbf{X}_t \gamma_k + \mu + u_t \quad (43a)$$

$$u_t = \lambda \mathbf{W}_2 u_t + \varepsilon_t, \quad (43b)$$

Ainda conforme procedimento descrito na seção 3.3, os resultados dos modelos de dados em painel com dependência espacial serão avaliados com base na remoção da autocorrelação espacial dos resíduos dos cortes cruzados de cada ano de observação, e, dentre os modelos que atenderem este critério, será escolhido que se ajusta melhor aos dados observados, com base no Critério de Informação de Akaike (menor AIC).

### 3.5.2.2 Modelo de dados em painel com dependência espacial – Regimes Espaciais

Além de ser considerada por meio da variação no intercepto no caso da estimação por efeitos fixos, a heterogeneidade espacial pode ser considerada no modelo ao se admitir regimes espaciais distintos. Cada regime espacial representa a resposta ao fenômeno em estudo de um subconjunto dos dados, definidos por um critério geográfico. Assim, os coeficientes (tanto intercepto quanto inclinação) podem variar conforme o regime espacial (ALMEIDA, 2009).

Os diferentes regimes espaciais são indicados por uma variável categórica discreta que assume os valores 1, ...,  $m$ . Segundo Anselin (1990), a estabilidade estrutural do modelo de regimes espaciais pode ser avaliada por meio do teste de Chow espacial, que compara a soma dos quadrados dos resíduos da regressão que utiliza coeficientes globais para todo o conjunto de dados (modelo restrito -  $R$ ) com a soma dos quadrados dos resíduos da regressão que utiliza coeficientes distintos para os subconjuntos dos dados (modelo irrestrito -  $IR$ ):

$$Ch = \left\{ \frac{(\varepsilon_R' \varepsilon_R - \varepsilon_{IR}' \varepsilon_{IR}) / k}{(n - 2k)} \right\} \sim F_{k, n-2k} \quad (44)$$

Há uma nítida divisão no mundo entre países desenvolvidos e subdesenvolvidos. Dessa forma, para a averiguação de regimes espaciais, uma variável binária indicará o regime vigente entre ricos e pobres, assumindo valores unitários para o caso dos países classificados como subdesenvolvidos e valores nulos para o restante. O modelo estimado para o regime

espacial será avaliado quanto à instabilidade estrutural por intermédio da estatística do teste de Chow espacial, e serão comparados pelo critério de informação de Akaike.

### 3.5.2.3 Modelo de convergência- $\beta$ condicional local com dependência espacial – RPG

Diante do discorrido na seção (3.4), é patente que a metodologia RPG logra êxito em acomodar o efeito espacial representado pela heterogeneidade espacial extrema, manifestada nos coeficientes (de intercepto quanto de inclinação). Cabe ressaltar também que, quanto ao segundo efeito no espaço, ou seja, a dependência espacial, esta pode ser levada em conta tanto globalmente quanto localmente. A metodologia RPG pode, ainda, aninhar os dois efeitos conjuntamente.

Um primeiro caso de controle para efeitos espaciais é a situação em que a taxa de crescimento da renda é influenciada pela taxa de crescimento da renda das regiões vizinhas. Para ver isso, considere o **modelo de convergência- $\beta$  condicional local, incorporando a dependência espacial** (SAR local) na forma da variável dependente defasada espacialmente dentro da metodologia RPG:

$$TXCRESC = \alpha(u_i, v_i) + \rho WTXCRESC - \beta(u_i, v_i) PIB_{t-1} + X_i \chi(u_i, v_i) + \varepsilon \quad (45)$$

em que  $WTXCRESC$  é a variável dependente defasada espacialmente de acordo com uma matriz de ponderação espacial que define um arranjo a fim de que a interação internacional aconteça. Note-se que se o vetor de coeficientes locais for nulo, a equação transforma-se num modelo de convergência- $\beta$  absoluta local. Por intermédio da equação (49) pode-se observar que o intercepto é estimado localmente,  $\alpha(u_i, v_i)$ . O parâmetro espacial  $\rho$  fornece a informação a respeito do grau de autocorrelação espacial. Contudo, nesta especificação,  $\rho(u_i, v_i)$  é um coeficiente espacial estimado localmente. Em outros termos, para cada região  $i$ , tem-se a informação local de qual é a magnitude do valor de  $\rho$  e o seu sinal, positivo ou negativo. Devido à presença da variável endógena  $WTXCRESC$ , deve-se estimar o modelo SAR local pelo método de variáveis instrumentais. Esse método consiste de dois estágios: no primeiro estágio, deve-se estimar uma regressão auxiliar em que as variáveis a serem utilizadas como instrumentos para  $WTXCRESC$  serão as variáveis explicativas defasadas espacialmente, desde que garantidos os pressupostos de forte correlação destas com  $WTXCRESC$  e exogeneidade



(ausência de correlação das variáveis defasadas espacialmente com o termo de erro). A garantia desses dois pressupostos elimina o problema de endogeneidade para *WTXCRESC* estimada. De posse das estimativas para *WTXCRESC*, torna-se possível estimar o modelo SAR local. Esse é o único modelo econométrico-espacial local considerado em Fotheringham et al. (2002).

São desenvolvidos, neste estudo, pioneiramente, dentro da abordagem de RPG, dois outros modelos econométrico-espaciais locais a seguir. Em vez de ser a média da taxa de crescimento da renda nos vizinhos, o efeito espacial pode se manifestar no termo de erro, caracterizando efeitos não-modelados (ou não-medidos) que estejam autocorrelacionados espacialmente. Assim, o **modelo de erro espacial local** pode ser expresso:

$$TXCRESC = \alpha(u_i, v_i) - \beta(u_i, v_i)PIB_{t-1} + X_i \chi(u_i, v_i) + \xi \quad (46a)$$

$$\xi = \lambda(u_i, v_i)W\xi + \varepsilon \quad (46b)$$

na qual permanece a mesma notação como antes, com exceção de que  $\lambda$  é o coeficiente espacial, estimado localmente, e o termo de erro ( $\xi$ ) é idêntica e independentemente distribuído, com média zero e variância constante.

Sob condições de não-normalidade dos resíduos e de heterocedasticidade, o modelo SEM deve ser estimado seguindo o procedimento de MQGE. Na implementação do procedimento, o primeiro passo é estimar o modelo de convergência- $\beta$  condicional local convencional, em diferenças. Após, defasa-se os resíduos, estimados localmente, desse modelo. O terceiro passo envolve estimar novamente o modelo, em diferenças, incluindo os resíduos defasados espacialmente ( $W\xi$ ) a fim de obter estimativas consistentes de  $\lambda$ . De posse das estimativas locais de  $\lambda$ , as variáveis são filtradas do seguinte modo:

$$TXCRESC_i^* = TXCRESC_i - \lambda(u_i, v_i)WTXCRESC_i \quad (47a)$$

$$PIB_{t-1,i}^* = PIB_{t-1,i} - \lambda(u_i, v_i)W PIB_{t-1,i} \quad (47b)$$

$$X_i^* = X_i - \lambda(u_i, v_i)WX_i \quad (47c)$$

O passo final é estimar o modelo SEM com as variáveis transformadas pelo processo de filtragem espacial das variáveis *à la* Cochrane-Orcutt.

Outro modelo é o regressivo cruzado espacial local, procurando investigar se existem

transbordamentos das variáveis independentes. Pode-se, assim, especificar o **modelo RPG com dependência espacial na forma de transbordamentos espaciais** para o modelo de convergência- $\beta$  condicional local:

$$TXCRESC = \alpha(u_i, v_i) - \beta(u_i, v_i)PIB_{t-1} + \delta(u_i, v_i)WPIB_{t-1} + X_i\chi(u_i, v_i) + WX_i\tau(u_i, v_i) + \varepsilon \quad (48)$$

em que  $WX_{it}$  são as variáveis independentes defasadas espacialmente segundo um critério para a construção de matriz de ponderação espacial.

Os coeficientes  $\tau_k(u_i, v_i)$  são estimados localmente. Isso significa que para cada região há um coeficiente indicando o grau da dependência espacial referente ao transbordamento espacial de uma variável  $WX_{it}$  específica, dado por  $\tau_k(u_i, v_i)$ . Essa é uma informação que pode ser muito útil para a formulação de políticas públicas.

Caso as estatísticas para a presença de autocorrelação espacial não sejam significativas, utiliza-se o modelo RPG tradicional como o mais apropriado. Caso contrário, há de se estimar o modelo RPG com a especificação indicada pela hipótese alternativa (defasagem espacial, erro espacial ou regressivo cruzado espacial).

LeSage (2004), apud Oliveira (2009), atenta para o fato de que alguns cuidados devem ser tomados na análise dos modelos RPG, tais como a vulnerabilidade a dados muito discrepantes (*outliers*), que podem exercer grande influência nas estimativas dos coeficientes locais, além de problemas como variância não-constante por meio do espaço e mudanças de regime. Outra crítica à metodologia, entretanto, é a falta de independência entre as estimativas locais, pois elas são geradas a partir das mesmas observações, com diferentes pesos, levando a desvios-padrão incorretos. Além disso, apesar de revelar a variabilidade espacial dos parâmetros, não é possível ter uma inferência válida para os parâmetros estimados por um modelo RPG.

## 4 RESULTADOS DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

O objetivo deste capítulo é detectar padrões de associação espacial e *clusters* assim como identificar os *outliers* espaciais. Para tanto, as medidas de autocorrelação global e local serão utilizadas e, para melhor visualização dos resultados, as técnicas da AEDE tomam a forma de gráficos e mapas.

Conforme o procedimento de Baumont (2004), a matriz de ponderação espacial escolhida foi a de  $k$ -vizinhos mais próximos, sendo  $k=2$ . A escolha desse tipo de matriz deve-se ao problema da possibilidade de ocorrência de “ilhas” quando se trata de dados mundiais. Os resultados indicaram que, para todos os períodos analisados, os maiores valores de  $I$  de Moran foram obtidos com a referida matriz.

### 4.1 AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL GLOBAL

A Tabela 3 apresenta os resultados das estatísticas do  $I$  de Moran e  $c$  de Geary para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador, calculadas sob o pressuposto da permutação (999 interações). Não foi possível calcular a estatística  $G$  de Getis-Ord, dado o considerável número de taxas negativas de crescimento do PIB.

De posse dos resultados da Tabela 3, observa-se a autocorrelação espacial global para todos os períodos estudados, em ambos os indicadores, com rejeição da hipótese nula de aleatoriedade espacial. Os valores positivos do  $I$  de Moran, exceto para os anos 2000 e 2005, indicam um padrão de autocorrelação espacial positiva, ou seja, um padrão de concentração, em que países com altos valores de taxas de crescimento do PIB em determinado ano situam-se próximos a países com altas taxas de crescimento do PIB, e baixos valores de taxas de crescimento do PIB situam-se perto de países com baixos valores de taxas de crescimento do PIB, o que sugere a ocorrência da interdependência internacional, isto é, a importância do efeito “transbordamento” para o desenvolvimento no cenário mundial nas décadas de 1980 e 1990. Os valores do  $c$  de Geary situam-se entre 0 e 1, o que também indica um padrão de autocorrelação espacial positiva. Cabe observar que o padrão de autocorrelação espacial se

modificou durante o período do estudo, sugerindo que em períodos mais recentes o padrão tem se mostrado disperso.

Tabela 3 – Indicadores de autocorrelação espacial global da taxa de crescimento do PIB por trabalhador, 1985-2005

Quinquenio	Indicador	Coefficiente	<i>p</i> -valor
1980/1985	<i>I</i> de Moran	0.3255	0.0000
	<i>c</i> de Geary	0.6529	0.0000
1985/1990	<i>I</i> de Moran	0.1500	0.0313
	<i>c</i> de Geary	0.8844	0.0196
1990/1995	<i>I</i> de Moran	0.0871	0.0299
	<i>c</i> de Geary	0.8912	0.0280
1995/2000	<i>I</i> de Moran	-0.1417	0.0570
	<i>c</i> de Geary	1.3643	0.0000
2000/2005	<i>I</i> de Moran	-0.1051	0.1768
	<i>c</i> de Geary	1.1760	0.0296

Fonte: o autor (2010).

O diagrama de dispersão de Moran univariado, que relaciona a taxa de crescimento dos países à sua defasagem espacial, permite visualizar a distribuição dos dados nos quatro quadrantes: Alto-Alto (AA), Alto-Baixo (AB), Baixo-Baixo (BB) e Baixo-Alto (BA). O Gráfico 3 apresenta os diagramas de dispersão de Moran para os quinquênios compreendidos entre 1985 e 2005. A inclinação positiva da reta confirma o predomínio dos padrões de concentração AA e BB atestados pela estatística *I* de Moran.

Por meio do diagrama de dispersão de Moran, observa-se que as observações que se destacam dos dados amostrais são, na verdade, pontos de alavancagem, e não propriamente *outliers* espaciais. Essas observações reforçam o padrão de concentração espacial observado.

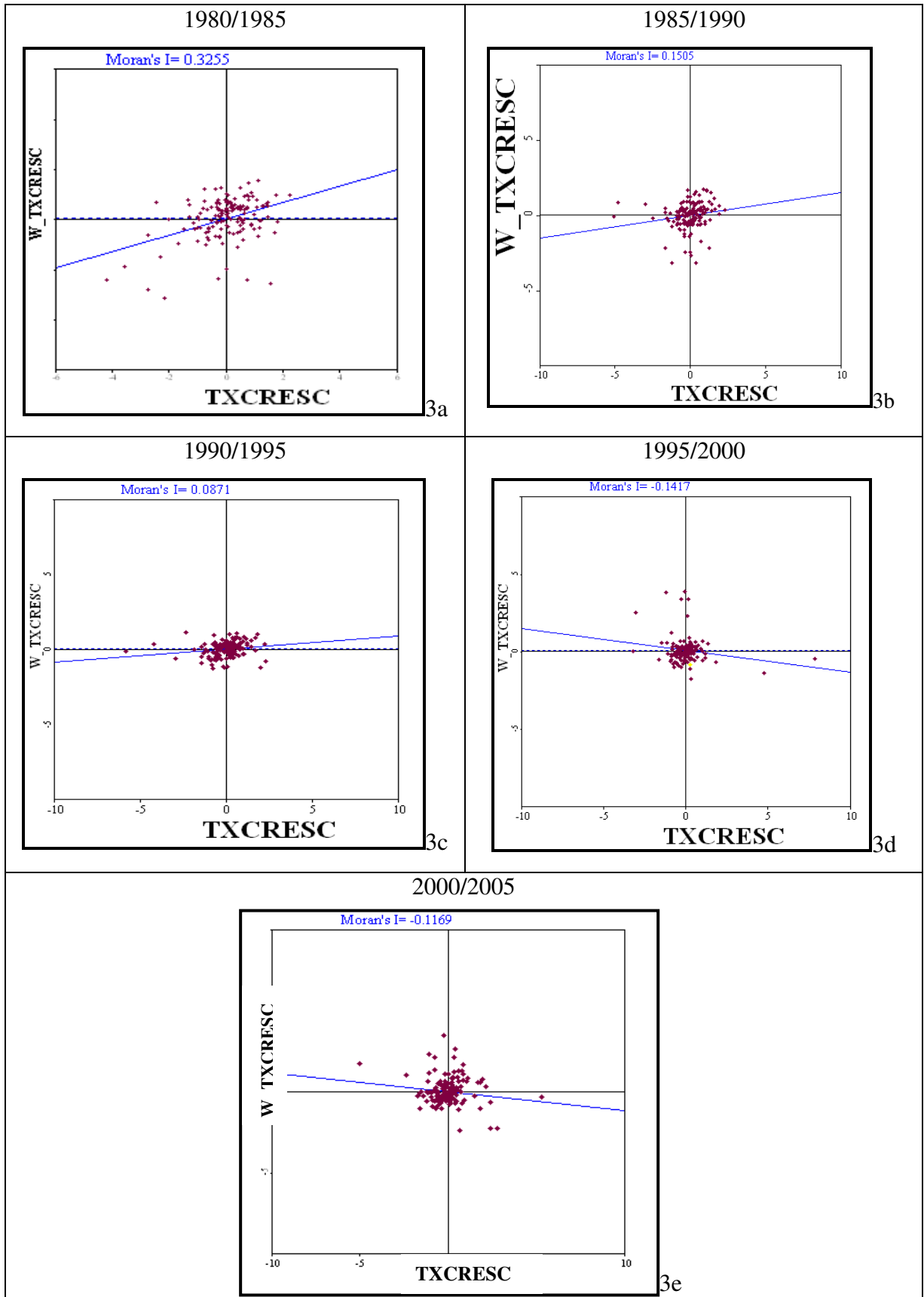


Gráfico 3 - Diagrama de dispersão de Moran para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador relativo à sua defasagem espacial.

Fonte: o autor (2010).

Como discorrido na seção (3.2), o indicador de autocorrelação espacial global  $I$  de Moran e o diagrama de dispersão de Moran podem ser aplicados a uma análise bivariada. A Tabela 4 apresenta o valor do coeficiente de  $I$  de Moran bivariado para a taxa de crescimento (representado na forma de sua defasagem espacial) e o PIB inicial por trabalhador. O Gráfico 4 apresenta o diagrama de dispersão de Moran bivariado correspondente.

Os resultados da Tabela 4 indicam que, somente para os anos 1985 e 1995, existe autocorrelação espacial entre a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, mesmo a um nível de significância de 1%. O padrão de autocorrelação espacial, no entanto, é negativo para o quinquênio inicial, ou seja, em 1985, países com elevados valores de PIB inicial eram rodeados por países com reduzidas taxas de crescimento. Isso parece reflexo dos resultados encontrados no diagrama de dispersão da taxa de crescimento PIB, em que países com altas taxas e, por conseguinte, baixos valores de PIB inicial, como sustentado pela hipótese de convergência, se concentram.

De maneira oposta, em 1995, o padrão de autocorrelação encontrado fora positivo, isto é, um país com alto PIB inicial encontrava-se rodeado por países com taxas de crescimento do PIB elevadas, enquanto que países com baixo PIB inicial estão rodeados por países com reduzida taxa de crescimento. Esses fatos podem ser visualizados pela observação dos diagramas de dispersão de Moran apresentados no Gráfico 4.

Tabela 4 – Coeficiente  $I$  de Moran bivariado: taxa de crescimento do PIB x PIB inicial, 1985-2005.

Quinquênio	$I$ de Moran	$p$ -valor
1980/1985	-0.2377	0,0010
1990/1990	0.0334	0.6650
1990/1995	0.1362	0,0010
1995/2000	0.1140	0,1140
2000/2005	-0.0119	0,9050

Fonte: o autor (2010).

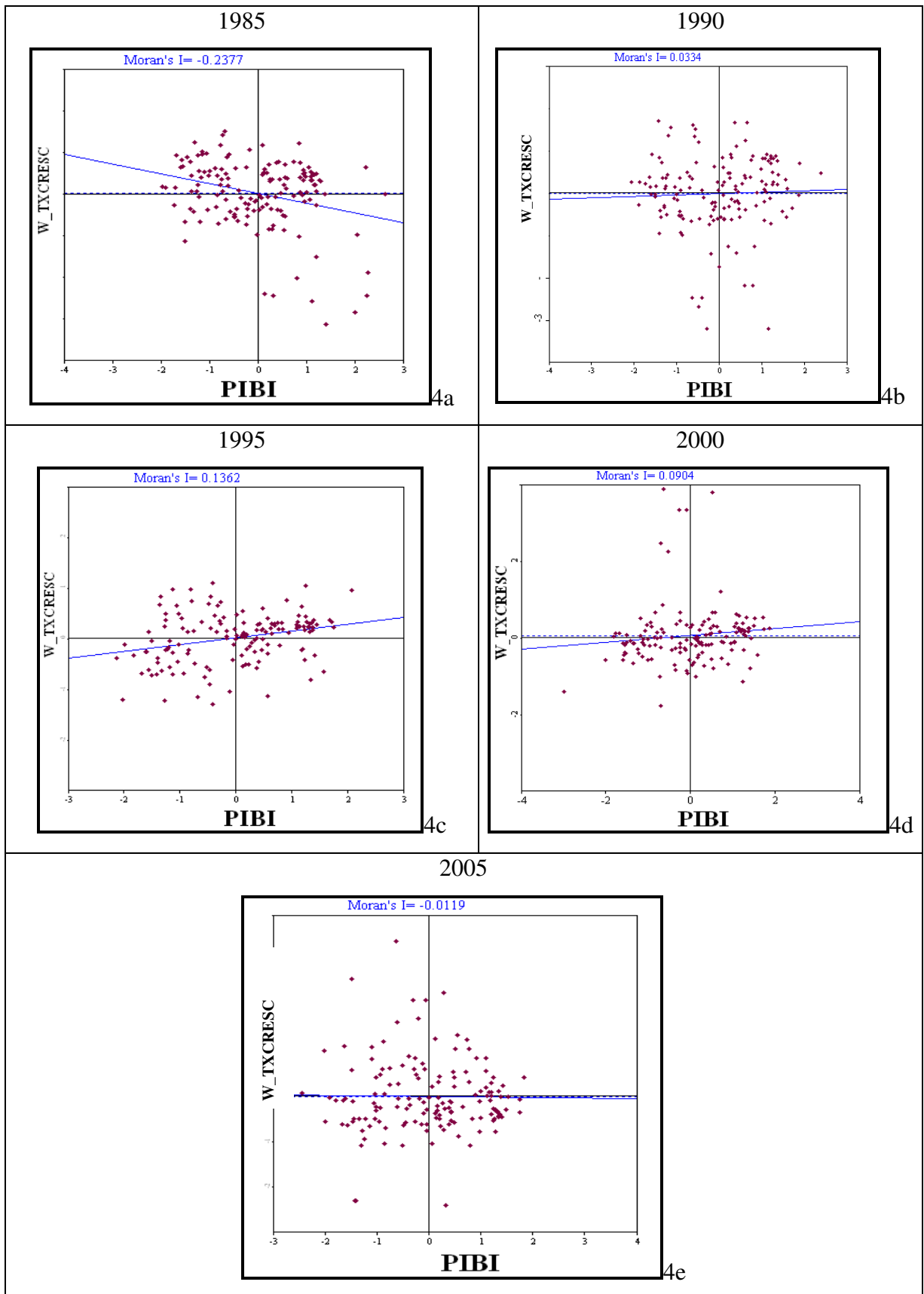


Gráfico 4 - Diagrama de dispersão de Moran bivariado para a taxa de crescimento do PIB e o PIB referente ao ano inicial.

Fonte: o autor (2010).

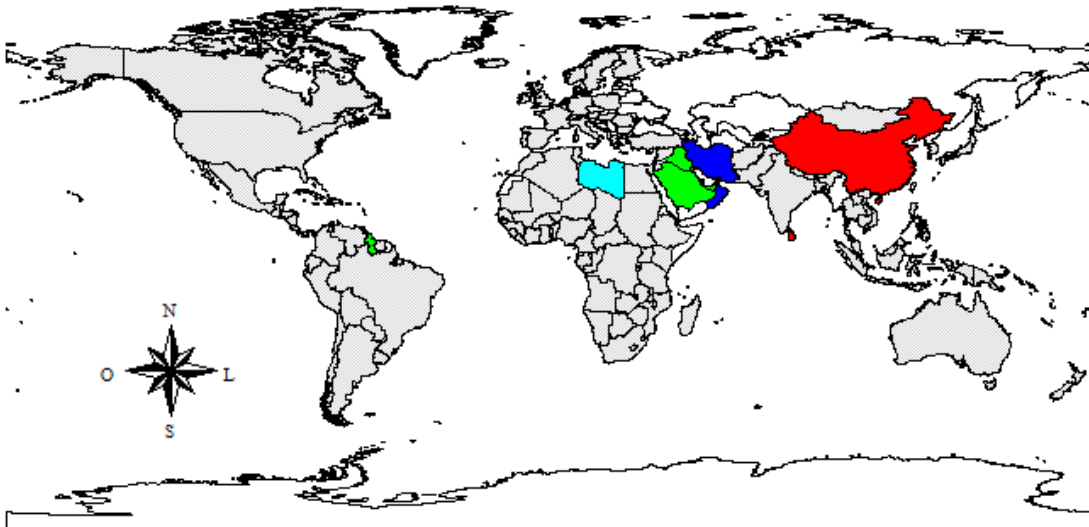
Apesar de úteis, as estatísticas de autocorrelação global não têm a capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local, estatisticamente significativa, conforme destacado por Almeida (2009). Recomenda-se, assim, a utilização dos Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), como será abordado em seguida.

## 4.2 AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL LOCAL

Para verificar se existem *clusters* para a taxa de crescimento a nível mundial, foi calculado o  $I$  de Moran local (LISA), apresentado nos mapas de significância e mapas de *clusters*. A estatística  $I$  de Moran local pode ser interpretada da seguinte maneira: valores positivos de  $I_{i,t}$  significam que há *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos significam que há *cluster* valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos. Considerando que é grande o número das ações computadas, o ideal é, portanto, mapeá-las, formando o chamado mapa de *clusters* e, por conseguinte, o mapa de significância, com o intuito de que seja revelado o padrão de distribuição espacial da taxa de crescimento do PIB real por trabalhador dos países.

Nota-se, por intermédio da visualização dos Mapas 3 e 5, diferenças na distribuição espacial dos *clusters* presentes nos períodos inicial e final da análise. Em 1985, Mongólia e Sri Lanka despontavam com altas taxas de crescimento do PIB situando, dessa forma, entre os países pertencentes ao *cluster* AA. Em outras palavras, esses países possuíam altas taxas de crescimento e, eram, também, circundados por países de taxas elevadas de crescimento do PIB, alavancando e/ou desfrutando do crescimento da região. Cabe a Irã e Omã o fato de possuírem grandes taxas de crescimento, rodeados, entretanto, por países de crescimento medíocre. De modo oposto ao que foi verificado a Irã e Omã, o país africano Líbia tinha baixa taxa de crescimento do PIB por trabalhador em 1985 enquanto seus vizinhos dispunham de altas taxas de crescimento. Cabe a Iraque, Arábia Saudita e Suriname pertencerem ao *cluster* BB. Pela análise do Mapa 3, verifica-se que, esses países possuíam baixas taxas de crescimento do PIB da mesma forma que seus vizinhos. Essas informações são confirmadas pela significância do mapa concernente ao ano 1985 (Mapa 4).



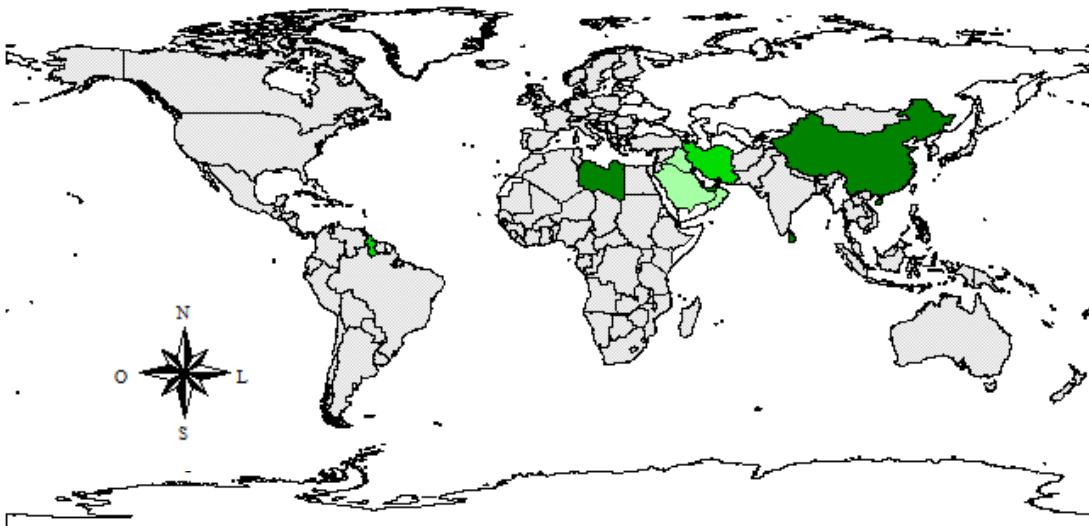


Mapa 3 - Mapa de *clusters* para a taxa de crescimento do PIB em 1980/1985.

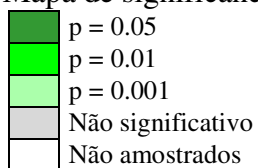


Legenda:

Fonte: o autor (2010).



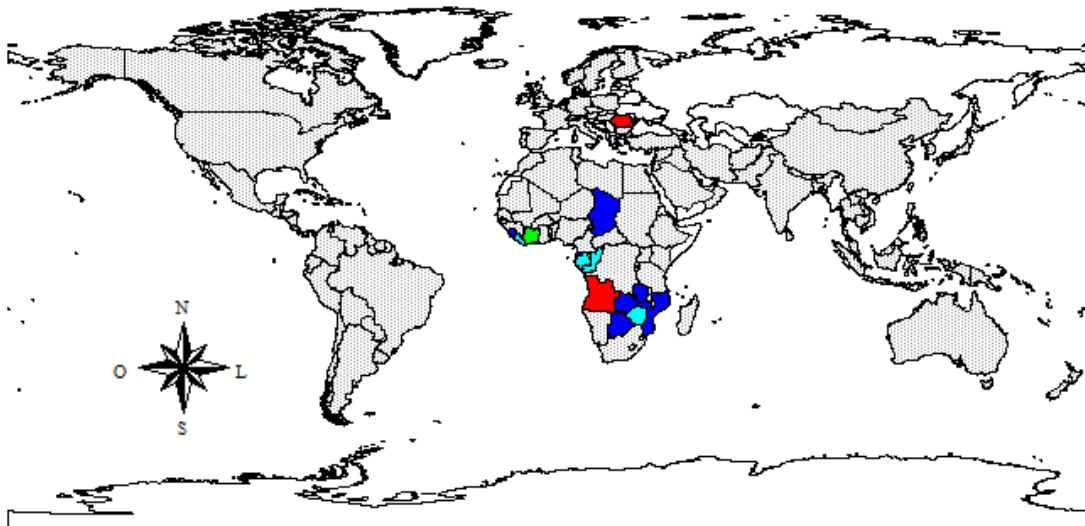
Mapa 4 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB em 1980/1985.



Legenda:

Fonte: o autor (2010).

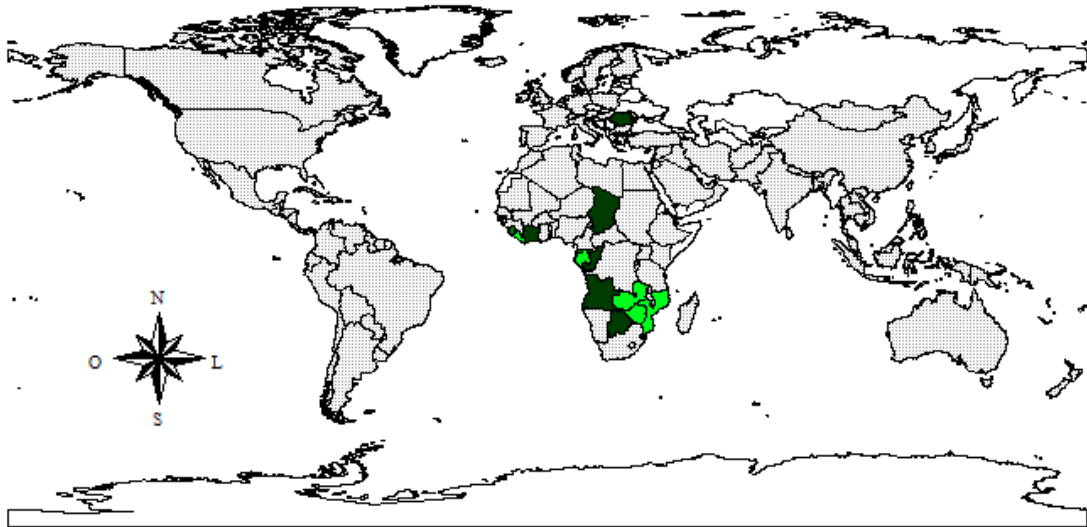
No final do período da análise, verificam-se no quadrante AA, Romênia e Angola enquanto a Costa do Marfim situava-se no *cluster* BB. Vale notar que os demais *clusters* encontrados no presente estudo se concentraram no continente africano. Em 2005, países como Serra Leoa, Chade, Guine Equatorial, Zâmbia, Moçambique e Botsuana pertenciam ao *cluster* AB demonstrando que os referidos países conseguiram altas taxas de crescimento do PIB real por trabalhador, não acompanhados, no entanto, por seus vizinhos. Do outro lado, Libéria, Gabão, Congo e Zimbábue aparecem com baixo desempenho de suas taxas de crescimento do PIB por trabalhador enquanto seus vizinhos obtiveram altas taxas de crescimento do PIB. Essas informações apontam para a heterogeneidade do desempenho concernente a crescimento presente na África. Novamente, o discorrido pode ser amparado pelo mapa de significância (Mapa 6).



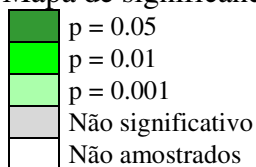
Mapa 5 - Mapa de *clusters* para a taxa de crescimento do PIB em 2000/2005.

	<span style="color: red;">■</span>	Alto-Alto
	<span style="color: green;">■</span>	Baixo-Baixo
	<span style="color: blue;">■</span>	Alto-Baixo
	<span style="color: cyan;">■</span>	Baixo-Alto
	<span style="color: gray;">■</span>	Não significativo
Legenda:	<span style="border: 1px solid black; display: inline-block; width: 10px; height: 10px;"></span>	Não amostrados

Fonte: o autor (2010).



Mapa 6 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB em 2000/2005.



Legenda:

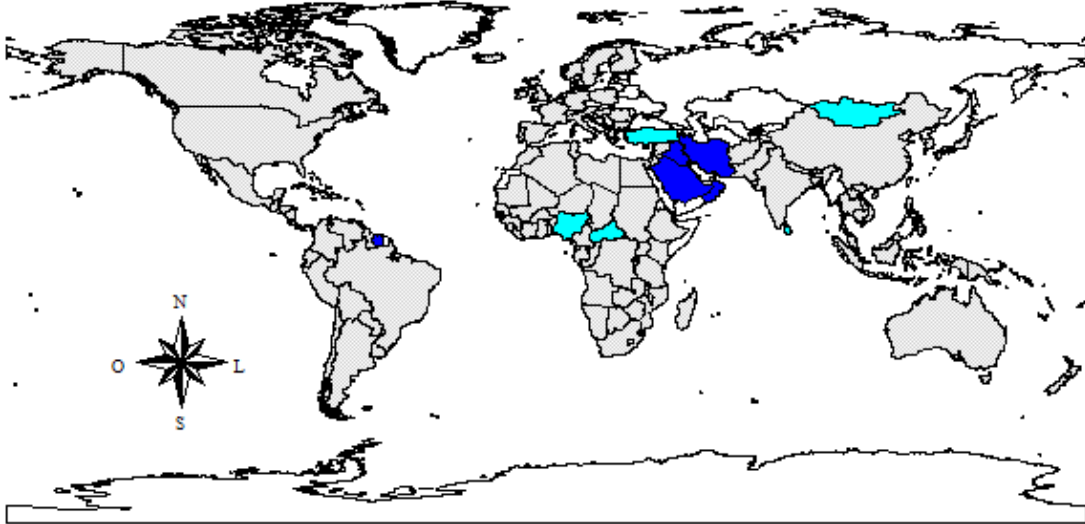
Fonte: o autor (2010).

Uma análise semelhante pode ser feita para o contexto bivariado. Os mapas de significância LISA e os mapas de *clusters* para os anos 1985 e 2005 para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial são apresentados nos Mapas 7, 8, 9 e 10.

O Mapa 7 mostra que, para o ano de 1985, verifica-se a presença de, somente, dois dos quadrantes, quais sejam, AB e BA. Pertencentes ao *cluster* BA estão África Central, Nigéria, República do Congo, Turquia, Mongólia e Sri Lanka, China, Índia, Mongólia e Tailândia. Um considerável número de países do Oriente Médio situa-se no *cluster* AB, isto é, esses países dispunham de altos valores de PIB inicial enquanto seus vizinhos apareciam com reduzidas taxas de crescimento. São eles: Iraque, Irã, Omã e Arábia Saudita. Suriname também apresentou alta taxa de crescimento a mercê de seus vizinhos sul-americanos. (Mapas 7 e 8).

Em 2005, os quatro quadrantes estão presentes (Mapa 9). No *cluster* AA, em que altas taxas de crescimento do PIB por trabalhador são circunvizinhas de altos valores do PIB por trabalhador inicial, encontram-se Gabão, Bulgária e Venezuela. No extremo oposto, estão os países africanos Papa Nova Guiné, Zâmbia, Moçambique, Afeganistão e Costa do Marfim. Alguns países do continente africano também formam o *cluster* BA com baixas taxas de crescimento circundado por altos valores do PIB inicial. Como exemplos têm-se Zimbábue,

Congo, Angola e Camarões. Já México e Botsuana formaram, no último ano da análise, o *cluster* AB. A significância do descrito consta no mapa 10.

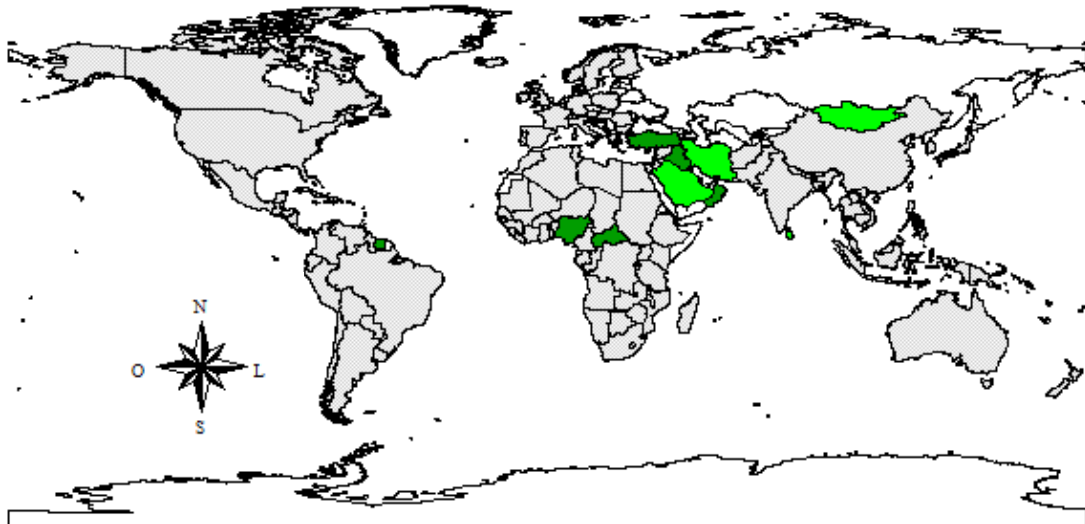


Mapa 7 - Mapa de *clusters* para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 1980/1985

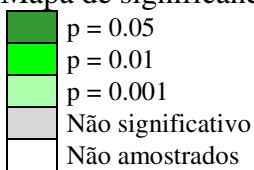


Legenda:

Fonte: o autor (2010).

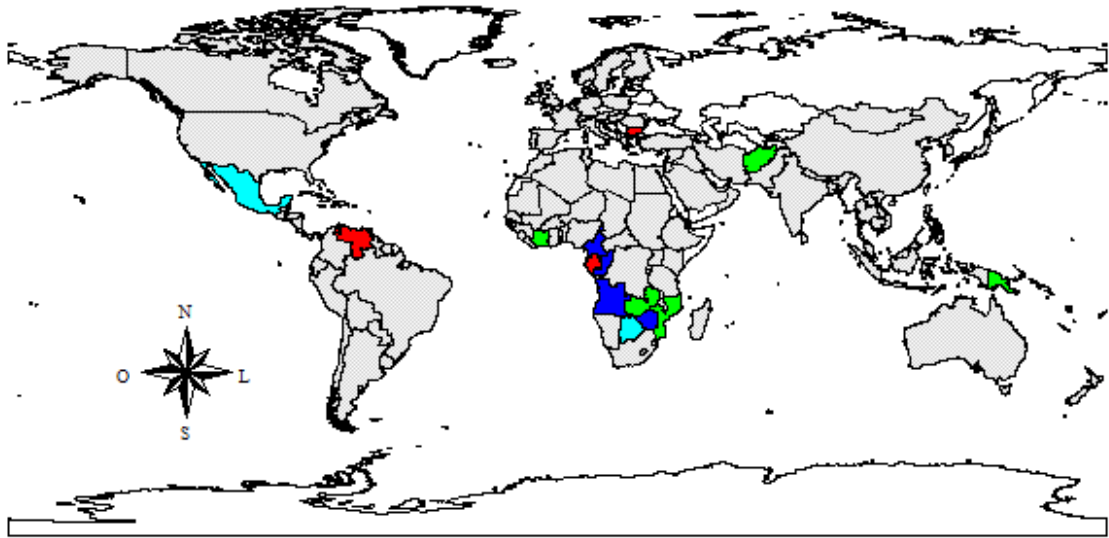


Mapa 8 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 1980/1985



Legenda:

Fonte: o autor (2010).

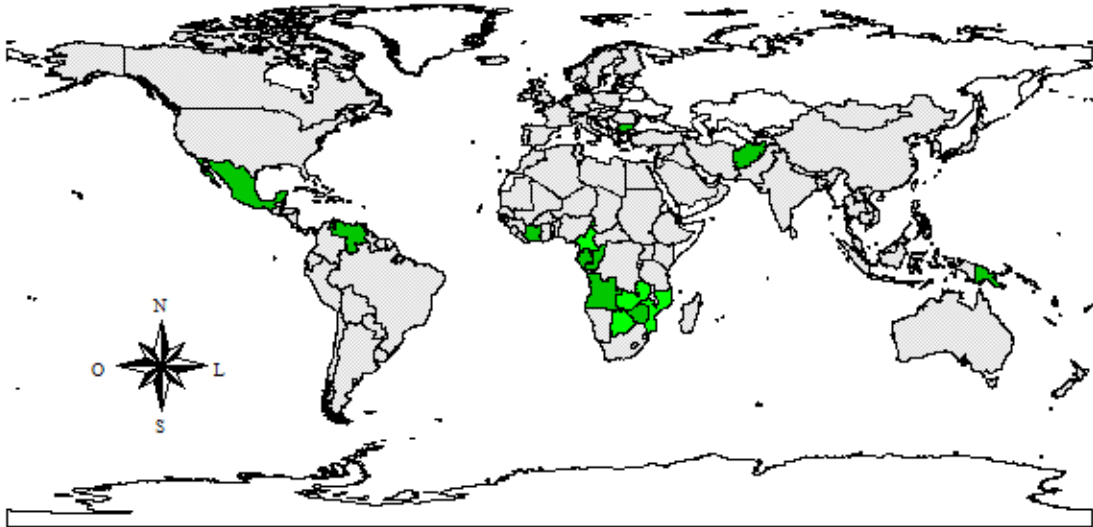


Mapa 9 - Mapa de *clusters* para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 2000/2005

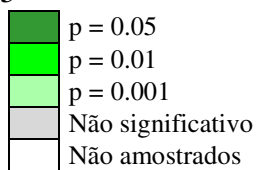


Legenda:

Fonte: o autor (2010).



Mapa 10 - Mapa de significância para a taxa de crescimento do PIB e o PIB inicial, 2000/2005



Legenda:

Fonte: o autor (2010).

### 4.3 OUTLIERS ESPACIAIS

Com base na ferramenta do *box plot* (Gráfico 5), com *hinge* de 1.5, foram detectados como *outliers* para a taxa de crescimento do PIB no quinquênio relativo a 1985, 9 países: Barein, Brunei, Guiana, Iraque, Kuwait, Líbia, Catar, Arábia Saudita, sendo que Maldivas foi apontado como um *outlier* superior, isto é, o país que, no referido ano, cresceu acima da média. Já em 1990, os países com valores discrepantes foram reduzidos, passando ao número de cinco países *outliers*. Em 1995, contavam-se três *outliers* superiores e quatro *outliers* inferiores enquanto no ano 2000, também eram sete o número de *outliers*, com a diferença de que se encontravam quatro superiores e três inferiores.

Em 2005, os *outliers* superiores são identificados como Moçambique, Chade, Zâmbia, Macau, Guine Equatorial, Romênia, Nigéria, Serra Leoa e China, enquanto que na parte inferior de dados discrepantes estão Guatemala, Zimbábue e Libéria.

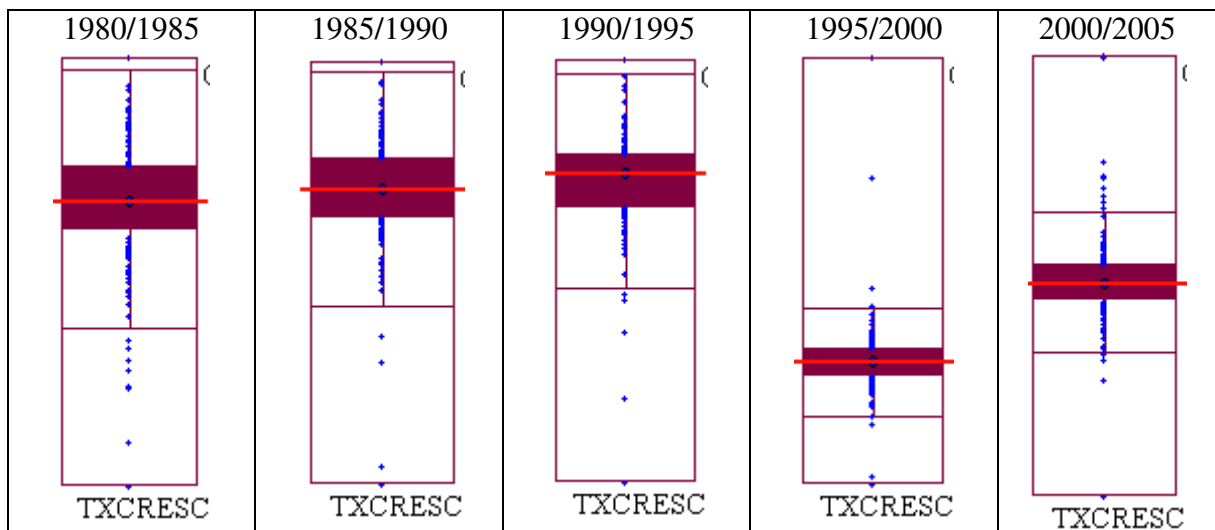


Gráfico 5 - *Box plot* para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador.

Fonte: o autor (2010).

## 5 ESTIMAÇÕES E ANÁLISES DOS MODELOS ECONÔMETRICOS

O propósito deste capítulo é apresentar os resultados dos modelos econométricos estimados para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador no período quinquenal de 1985 a 2005. Na primeira parte (seção 5.1.1) são avaliados os modelos econométricos que consideram toda a amostra, os 148 países (sem distinção de regimes espaciais), com e sem controle para efeitos não-observados e dependência espacial. Como objetivos dessa seção estão a averiguação do fato de que se um modelo de dados em painel com dependência espacial ajusta-se melhor à estimação da hipótese de convergência condicional e a identificação das variáveis adicionais importantes para a explicação do processo de crescimento no período considerado. Nas seções seguintes serão avaliados os modelos econométricos que consideram a heterogeneidade espacial dos parâmetros, quer nos coeficientes de inclinação, por meio de regimes espaciais distintos (seção 5.1.2), quer na sua forma extrema, utilizando o ferramental econométrico das regressões ponderadas geograficamente para tanto (seção 5.2).

### 5.1 MODELOS DE DADOS EM PAINEL COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL

#### 5.1.1 Modelos de $\beta$ convergência condicional de dados em painel com dependência espacial em nível mundial

Esta seção apresenta os modelos de  $\beta$  convergência condicional estimados para os 148 países constantes na amostra para o período quinquenal de 1985 a 2005. As equações estimadas referem-se aos modelos apresentados na seção 3.5.2.1, quais sejam: (0) modelo sem correção para dependência espacial, (1) modelo de defasagem espacial (SAR), (2) modelo de erro espacial (SEM), (3) modelo regressivo cruzado espacial (SLX), (4) modelo de Durbin espacial (SDM), e (5) modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais (SDEM).

O modelo (0) sem correção para dependência espacial, considerado o modelo-base, foi estimado por: 1) MQO com os dados combinados (*pooled OLS*); 2) considerando efeitos

aleatórios em dados em painel por meio de MQGE; e, 3) considerando efeitos fixos por meio do estimador *within*. Os resultados obtidos para estas estimações bem como os resultados de alguns testes para avaliação dos modelos encontram-se na Tabela 5.

Analisando os resultados constantes na Tabela 5, o modelo que considera efeitos não-observados mostra-se mais adequado do que o estimado por MQO: o teste de Breusch-Pagan para efeitos não-observados apresenta-se significativo, assim, rejeita-se a hipótese nula de que a variância dos efeitos não-observados é zero. Nesse caso, ao não considerar os efeitos não-observados, as estimativas por MQO são inconsistentes e enviesadas.

Diante da verificação da existência de efeitos não observados, o modelo de efeitos aleatórios foi comparado ao modelo estimado por efeitos fixos por meio do teste de Hausman com o intuito de assegurar qual dos dois modelos garante eficiência e consistência aos coeficientes (parte inferior da Tabela 5). A hipótese nula do teste de que as estimativas por efeitos aleatórios seriam consistentes é rejeitada com 1% de significância. Assim, o modelo estimado por efeitos fixos é atestado como o mais adequado.

Essa constatação é corroborada pela literatura em crescimento econômico que indica a existência de características específicas que influenciam a taxa de crescimento da renda (CANOVA e MARCET, 1999). Tais características estão ligadas à história colonial do país, ao regime político adotado, às instituições financeiras existentes, entre outros. Estas características afetam a variável a ser explicada, porém não são possíveis de ser mensuradas. Nesse caso, o modelo de efeitos fixos controla a existência dessas diferenças existentes entre os países. Outro fato que confirma o modelo de efeitos fixos como o melhor dentre todos os estimados refere-se ao ajuste do mesmo. Observa-se que os menores critérios de informação, quais sejam, AIC (EF: -4.2302 < EA: -3.9328 < MQO: -3.8190) e SC (EF: -4.0870 < EA: -3.8394 < MQO: -3.7194), são encontrados por meio da estimação por efeitos fixos.

Por meio dos resultados obtidos com o modelo estimado por efeitos fixos, nota-se que a hipótese de convergência (sinal negativo do coeficiente do PIB inicial) é confirmada para o painel de 148 países relativo aos quinquênios entre os anos 1985 e 2005. De posse do coeficiente relativo ao PIB do ano inicial, é possível calcular a velocidade média com que os 148 amostrados países têm convergido bem como a meia-vida.



Tabela 5 - Resultados dos modelos estimados de  $\beta$  convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador (sem correção para dependência espacial), 1985 a 2005

VARIÁVEIS	(1) MQO	(2) EA	(3) EF
PIB <sub>t-1</sub>	-0.0500*** (0.0085)	-0.0613*** (0.0126)	-0.259*** (0.0478)
S	0.0435*** (0.0101)	0.0448*** (0.0130)	0.0430 (0.0273)
NGS	0.0019 (0.0053)	0.0027 (0.0017)	0.0041** (0.002)
H	0.0299** (0.0142)	0.0336** (0.0166)	0.0640*** (0.0228)
EXPVI	0.125* (0.0654)	0.159* (0.0838)	0.146 (0.107)
GOV	-0.0446*** (0.0120)	-0.0528*** (0.0158)	-0.102*** (0.0387)
OPEN	0.0236** (0.0099)	0.0265** (0.0111)	0.0719** (0.0287)
PPP	0.0024** (0.0012)	0.0021 (0.0013)	-0.0018 (0.0026)
OUT_INF	-0.604*** (0.0307)	-0.590*** (0.0531)	-0.489*** (0.0530)
OUT_SUP	0.541*** (0.0368)	0.529*** (0.0940)	0.464*** (0.0845)
d85	-0.0097 (0.0171)	-0.0094 (0.0157)	-0.0112 (0.0148)
d90	-0.0050 (0.0171)	-0.00457 (0.0154)	-0.0079 (0.0151)
d95	-0.0236 (0.0170)	-0.0239 (0.0165)	-0.0284* (0.0162)
d00	-0.00930 (0.0170)	-0.00971 (0.0150)	-0.0183 (0.0152)
Constante	-0.204 (0.212)	-0.247 (0.281)	1.521*** (0.531)
Taxa de convergência	0.0026	0.0032	0.0150
Meia-vida	270	219	46
AIC	-3.8190	-3.9328	-4.2302
SC	-3.7194	-3.8394	-4.0870
Teste <i>F</i>		59.191***	8.229***
Teste de Jarque-Bera	1598.796***	1720.112***	984.95***
Teste de Breusch-Pagan		10.42***	
Teste de Hausman			46.98***
Autocorrelação espacial dos resíduos			Dependência Espacial verificada em todos os anos, exceto em 1985 e 2005.
Nº de observações	740	740	740

Fonte: o autor (2010).

Notas: (1) MQO - Modelo *Pooled*; (2) EA - Modelo de efeitos aleatórios; (3) EF - Modelo de efeitos fixos.

\* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01.

Erros-padrão robustos entre parênteses.

Para alcançar esse propósito, a velocidade de convergência foi calculada conforme derivação do modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992), apud Rey e Montouri (1999). Segundo os autores, a taxa de convergência ( $\theta$ ) é obtida por meio da equação:

$$\theta = \frac{\ln(\beta + 1)}{-t} \quad (49)$$

Em que  $\beta$  é o coeficiente estimado relativo ao PIB por trabalhador inicial e  $t$  é o número de anos no período.

A velocidade de convergência ( $\theta$ ) pode ser mais bem compreendida com a ajuda do conceito de meia-vida. A meia-vida mede o tempo necessário para que as desigualdades da renda por trabalhador entre os países da amostra sejam reduzidas pela metade. O cálculo do tempo de meia-vida é dado por:

$$MV = \frac{\ln(2)}{\theta} \quad (50)$$

Com isso, para a amostra dos 148 países obteve-se uma taxa de convergência no valor de 1,5% ao ano com uma meia vida subjacente de 46 anos. Esse valor se assemelha às estimativas das regressões *cross section* de Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992) em que os autores encontraram uma velocidade de convergência média da ordem de 1,2% - 1,8% ao ano utilizando a mesma amostra de países. Utilizando modelo de efeitos fixos em painel de dados, velocidades de convergência superiores às estimadas pela presente dissertação foram obtidas em nível internacional, por Caselli et al. (1996) para países não produtores de petróleo ( $\theta = 12,8\%$ ), Canova e Marcet (1999) para as regiões européias e países da OCDE ( $\theta = 23\%$  e  $\theta = 11\%$ , respectivamente), De La Fuente (2002) para regiões espanholas ( $\theta = 12,7\%$ ).

Ademais, as variáveis relativas a capital humano ( $H$ ) e grau de abertura ( $OPEN$ ) são significativas e apresentam os coeficientes com o sinal esperado (positivo) mostrando a importância da qualificação da população e da abertura dos países ao mercado internacional para o crescimento econômico. As *dummies* para captar os *outliers* evidenciados pela AEDE apresentaram-se significativas demonstrando que os efeitos exercidos por esses valores discrepantes poderiam prejudicar as estimativas das regressões, caso não fossem consideradas. Quanto às *dummies* temporais, somente a referente ao ano de 1995 é significativa e com sinal negativo em relação ao ano de 2005. A variável relativa à soma da

taxa de crescimento populacional ao progresso tecnológico e depreciação (*NGS*) obteve sinal contrário ao esperado (positivo).

Para garantir a identificação adequada do modelo, foi analisada a correlação entre os resíduos do modelo estimado por efeitos fixos e as variáveis explicativas. Para todas as variáveis, o valor da correlação é zero, indicando que não há problemas de endogeneidade com as variáveis explicativas consideradas até então (Apêndice A).

Além disso, os resíduos do modelo estimado por efeitos fixos foram checados para avaliar se a quinta fonte de má especificação relacionada no capítulo 3 desta dissertação, a saber, a omissão de autocorrelação espacial pudesse estar prejudicando as estimativas dos coeficientes. Por meio da estatística *I* de Moran foi detectada a presença da dependência espacial nos anos de 1990, 1995 e 2000. Com isso, é relevante a estimação de modelos com correção para a dependência espacial encontrada nos resíduos por intermédio da inclusão de variáveis para captar a dimensão espacial presente no processo de crescimento dos países.

Devido à não-normalidade dos resíduos indicada pelo teste de Jarque-Bera para o modelo de efeitos fixos, os modelos de erro espacial e de erro com transbordamentos espaciais são estimados seguindo o procedimento de MQGE proposto por Cochrane-Orcutt (seção 3.3.2). Além disso, o teste de Koenker-Bassett para avaliação de heterocedasticidade indica a presença desta para todos os anos e, portanto, todos os modelos são estimados com correção da matriz de White.

As variáveis defasadas espacialmente foram geradas por meio da operação da matriz de pesos espaciais sobre as variáveis dependente, explicativas e resíduos da regressão por efeitos fixos de acordo com o procedimento de Baumont (2004) para a escolha da matriz de pesos espaciais. Os resultados indicaram que a autocorrelação espacial dos resíduos da regressão é mais bem captada com matrizes de *k*-vizinhos iguais a 16 e 17 para o período analisado (1985 a 2005). Assim, as variáveis dependente e explicativas foram defasadas espacialmente com a matriz de pesos espaciais  $K_{16}$  enquanto os resíduos da regressão foram defasados espacialmente com a matriz de pesos espaciais de  $K_{17}$  para evitar problemas de identificação conforme salientado na seção 3.3.2.

Os modelos em painel de dados com correção para dependência espacial encontram-se na Tabela 6. A primeira coluna refere-se às estimativas do modelo de defasagem espacial (1), a segunda, ao modelo de erro espacial (2), nas colunas 3 e 4 estão as estimações dos modelos

regressivo cruzado espacial (3) e de Durbin espacial (4), respectivamente e, na última coluna, encontram-se os resultados para o modelo de erro espacial e transbordamentos espaciais (5).

Como discorrido na seção 3.3.2, após a estimação dos modelos de efeitos fixos com correção para a dependência espacial, deve-se escolher como melhor modelo aquele que atender aos dois critérios consecutivamente: 1) os resíduos não apresentarem autocorrelação espacial e 2) melhor ajuste do modelo apontado pelo valor do critério de informação AIC. Diante disso, entre todos os modelos estimados, considerando os 148 países, o que melhor se ajusta aos dados é o modelo de defasagem espacial (1), apesar de, ainda ser verificada a dependência espacial nos resíduos para o ano de 2005.

Tabela 6 - Resultados dos modelos estimados de  $\beta$  convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador (com correção para dependência espacial), 1985 a 2005

VARIÁVEL	(continua)				
	(1) SAR	(2) SEM	(3) SLX	(4) SDM	(5) SDEM
WTXCRES	0.2650*** (0.0763)			0.4704 (0.2857)	
$W_u$		0.0016			0.0016
$PIB_{t-1}$	-0.2494*** (0.0710)	-0.3250*** (0.0764)	-0.2664*** (0.0725)	-0.2565*** (0.0708)	-0.3267*** (0.0801)
S	0.0473* (0.0271)	0.0458* (0.0263)	0.0481** (0.0237)	0.0515** (0.0243)	0.0529** (0.0246)
NGS	0.0042*** (0.0014)	0.0494 (0.0418)	0.0048*** (0.0010)	0.0049*** (0.0013)	0.0697* (0.0407)
H	0.0450** (0.0197)	0.0778*** (0.0127)	0.0424* (0.0232)	0.0525** (0.0212)	0.0612*** (0.0197)
EXPVI	0.0974 (0.0714)	0.1839*** (0.0581)	0.1395*** (0.0541)	0.1310*** (0.0393)	0.1793*** (0.0316)
GOV	-0.0961** (0.0390)	-0.1289*** (0.0456)	-0.0895*** (0.0349)	-0.0949** (0.0413)	-0.1257*** (0.0442)
OPEN	0.0666*** (0.0248)	0.0954*** (0.0252)	0.0653*** (0.0220)	0.0592** (0.0231)	0.0866*** (0.0266)
PPP	-0.0028* (0.0017)	-0.0050* (0.0025)	-0.0029* (0.0016)	-0.0030* (0.0017)	-0.0065*** (0.0022)
OUT_INF	-0.4901*** (0.0397)	-0.3398*** (0.0860)	-0.4851*** (0.0460)	-0.4874*** (0.0435)	-0.3315*** (0.0845)
OUT_SUP	0.4621*** (0.0388)	0.3584*** (0.0461)	0.4568*** (0.0365)	0.4601*** (0.0375)	0.3584*** (0.0427)

**Tabela 6** - Resultados dos modelos estimados de  $\beta$  convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador (com correção para dependência espacial), 1985 a 2005

	(conclusão)				
d85	-0.0128*** (0.0034)	-0.0180*** (0.0045)	-0.0113*** (0.0030)	-0.0152*** (0.0054)	-0.0185*** (0.0040)
d90	-0.0069 (0.0128)	-0.0051 (0.0160)	-0.0077 (0.0131)	-0.0067 (0.0135)	-0.0071 (0.0166)
d95	-0.0295* (0.0157)	-0.0278 (0.0211)	-0.0291* (0.0151)	-0.0315** (0.0155)	-0.0284 (0.0214)
d00	-0.0191** (0.0088)	-0.0218* (0.0116)	-0.0201** (0.0089)	-0.0209** (0.0087)	-0.0237** (0.0115)
Constante	1.6915*** (0.5170)	1.9551*** (0.5640)	3.1223* (1.6734)	2.0620 (1.5377)	3.0463* (1.6210)
WPIB <sub>t-1</sub>			-0.1849* (0.1117)	0.0985 (0.1804)	-0.0425 (0.0294)
WS			-0.0989 (0.0676)	-0.0737 (0.0622)	-0.0711 (0.0638)
WNGS			0.1320 (0.0911)	0.0711 (0.1473)	0.3011* (0.1646)
WH			0.0076 (0.0406)	-0.0320 (0.0485)	-0.0116 (0.0567)
WEXPVI			-0.0762 (0.4068)	-0.3160* (0.1849)	0.0993 (0.4725)
WGOV			0.1260 (0.1860)	0.0770 (0.1198)	-0.1745 (0.1301)
WOPEN			0.1510 (0.1215)	0.0239 (0.1168)	0.0096 (0.0627)
WPPP			0.0032 (0.0030)	0.0046** (0.0023)	0.0077 (0.0047)
Taxa de convergência	0.0207	0.01970	0.0155	0.0331	0.0198
Meia-vida	33	35	45	21	35
AIC	-4.26	-4.23	-4.25	-4.24	-4.25
SC	-4.16	-4.14	-4.10	-4.09	-4.16
Teste F	8.261***	7.833***	7.922***	7.916***	7.583***
$\bar{R}^2$	0.61	0.60	0.61	0.61	0.60
Autocorrelação espacial dos resíduos	Presente em 2005	Presente em 1990	Presente em 1990 e 1995	Presente em 1985, 1995 e 2005	Presente em 1995 e 2000
Nº de observações	740		740		740

Fonte: o autor (2010).

Notas: (1) Modelo SAR; (2) Modelo SEM; (3) Modelo SLX; (4) Modelo SDM; (5) Modelo SDEM.

\* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01.

Erros-padrão robustos entre parênteses.

A interpretação dos resultados de um modelo SAR precisa ser cuidadosa em virtude do aparecimento da defasagem espacial da variável dependente. De acordo com Pace e Le Sage (2009), neste caso, os efeitos marginais totais não são dados pelos coeficientes  $\beta$ s estimados. Num modelo SAR, para se ter o impacto de ambos os efeitos, direto e indireto proporcionados pela interação espacial entre os países, de uma variável explicativa  $X_k$  sobre a taxa de crescimento do PIB real por trabalhador, é necessário fazer o seguinte cálculo:  $(1 - \rho)^{-1} * \beta_k$ . Por exemplo, o impacto do coeficiente que fornece indícios de convergência, novamente verificada por ocasião do coeficiente negativo do PIB por trabalhador do ano inicial, não é apenas dado pelo seu coeficiente de -0,2494, mas pelo valor de -0,3393, reforçando, portanto, a hipótese de convergência. Nesse caso, ao invés de uma taxa de convergência de 1,43% ao ano, a velocidade de convergência média dos países é da ordem de 2,07% ao ano, valor ligeiramente acima das estimativas neoclássicas (BARRO e SALA-i-MARTIN, 1992; MANKIW, ROMER e WEIL, 1992). Os demais impactos podem ser facilmente obtidos mudando, convenientemente, os coeficientes  $\beta$  de cada variável explicativa na fórmula do multiplicador espacial.

Como esperado, o investimento em capital físico ( $S$ ) assim como em capital humano ( $H$ ) atuam positivamente sobre o crescimento econômico. Essas duas formas de capital são consensuais entre os teóricos de crescimento, das vertentes clássicas e de crescimento endógeno, como propulsoras do crescimento econômico de um país. O grau de abertura de um país ao mercado externo ( $OPEN$ ), significativo a 1%, também exerce influência positiva sobre o crescimento, validando a suposição de que a inserção no mercado internacional auxilia o desenvolvimento econômico dos países (FRANKEL e ROMER, 1999). Esse achado pode ser entendido como um aumento da produtividade de um país, advindo com o processo de liberalização de uma economia, estimulando o mercado interno a produzir mercadorias com maior eficiência na utilização dos recursos, de forma a favorecer o aumento dos salários e, dessa forma, contribuindo para o aumento da renda.

Atuando em sentido contrário ao crescimento de um país estão os gastos do governo ( $GOV$ ) e a medida de poder de paridade de compra ( $PPP$ ). Conforme argumentado por Barro (1991), distorções do mercado de preços impactam negativamente o crescimento econômico. Devido à intrínseca conexão entre investimento e crescimento averiguada, as interferências no mercado são significativas para compreender a dinâmica do crescimento dos países como é o caso para os 148 países em estudo. A variável  $GOV$ , significativa ao nível de 5% e com

expressivo efeito marginal total no montante de 0,1308, sugere um efeito conhecido na literatura macroeconômica como *crowding out*. O efeito *crowding out* ocorre quando, ao aumentar a despesa pública, o governo incentiva o aumento dos preços na economia, originando uma maior procura por moeda e, dessa forma, contribuindo para o aumento das taxas de juros. Como os juros representam custos ao investidor, há uma redução no investimento privado. Por outro lado, com o aumento dos gastos públicos, é esperada a elevação da carga tributária para custeá-los implicando, mais uma vez, em custo ao investimento privado e, portanto, reduzindo o capital privado para possíveis investimentos futuros. Nessa mesma linha, Levine e Renelt (1992) também encontraram um coeficiente estimado negativo para essa variável.

De maneira contrária à prevista pelo modelo de crescimento de Solow, a variável *NGS* apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo. Cabe observar o pequeno efeito marginal associado a essa variável (0,0058) demonstrando que o impacto sobre o crescimento não se dá em proporções expressivas. O termo constante e os *outliers* apresentaram-se significativamente diferentes de zero. À exceção da *dummy* referente ao ano de 1990, todas as outras foram significativas, indicando que a recomendação de Wooldridge (2002), qual seja, permitir interceptos específicos para cada período de tempo para captar efeitos agregados de tempo é adequada. Ainda referente aos *outliers*, cabe observar que os valores discrepantes apontados pela AEDE como inferiores poderiam superestimar as estimativas dos coeficientes enquanto os *outliers* superiores poderiam subestimá-las no caso da omissão das *dummies* para controlar o impacto destes.

A proposição de transbordamento de crescimento econômico foi confirmada pelo resultado da regressão, sugerindo que a taxa de crescimento do país vizinho é um fator relevante do crescimento de um determinado país. Assim, a integração dos países é uma importante fonte de crescimento, isto é, a taxa de crescimento de um país específico é influenciada pela de seu vizinho, podendo, portanto, impulsionar ou desestimular seu ritmo de crescimento.

A heterogeneidade espacial não-observável em nível mundial está contemplada por meio dos interceptos destas estimações de dados em painel. Com o intuito de investigar se a heterogeneidade se manifesta também nos coeficientes de inclinação, deve-se prosseguir com as estimações dos modelos que consideram regimes espaciais, cujos resultados são apresentados na próxima seção.

### 5.1.2 Modelos de $\beta$ convergência condicional de dados em painel com dependência espacial para os regimes espaciais

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações para os 148 países considerados na amostra, no período quinquenal de 1985 a 2005, segmentados em dois subconjuntos a fim de avaliar a existência de regimes espaciais distintos. Vale destacar que os grupos foram definidos de acordo com a classificação do *World Economic Outlook* (WEO), base de dados do Fundo Monetário Internacional, em que o mundo é dividido em dois grupos principais de países: economias avançadas e países em desenvolvimento e emergentes<sup>23</sup>. Conforme informações extraídas da WEO, ao invés de ser baseada em critérios rigorosos, econômicos ou de outra forma, essa classificação evoluiu ao longo do tempo, com o objetivo de facilitar a análise, proporcionando uma organização dos dados razoavelmente significativa. A tabela com os países divididos nos dois diferentes grupos encontra-se no Apêndice B (Tabela B.1).

Para cada regime espacial, os modelos estimados são os relacionados na seção 3.5.2.1, a saber: (1) modelo de defasagem espacial (SAR), (2) modelo de erro espacial (SEM), (3) modelo regressivo cruzado espacial (SLX), (4) modelo de Durbin espacial (SDM), e (5) modelo de erro e transbordamentos espaciais (SDEM). Considerando os resultados apresentados na seção 5.1.1, em que a estimação por efeitos fixos foi considerada a mais adequada, os modelos dos regimes espaciais foram estimados por efeitos fixos.

Os resultados das estimativas de todos os modelos supracitados encontram-se no Apêndice B (Tabelas B.2 e B.3). A importância da estimação dos modelos com correção para a dependência espacial foi detectada por meio da análise dos resíduos do modelo estimado por efeitos fixos para ambos os regimes espaciais. O teste de  $I$  de Moran indicou a presença de autocorrelação espacial nos resíduos na maioria dos anos analisados. Portanto, a correção para a dependência espacial encontrada nos resíduos é relevante à estimação dos modelos. Estão reportados na Tabela 7, os modelos que obtiveram melhor ajuste aos subconjuntos definidos, segundo a remoção da autocorrelação espacial dos resíduos e o critério de informação de Akaike.

---

<sup>23</sup> Essa classificação está disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2006/01/data/groups.htm#1>



Tabela 7 - Resultados dos melhores modelos estimados de  $\beta$  convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador, em regimes espaciais, (com correção para dependência espacial), 1985 a 2005

(continua)

VARIÁVEL	(1) SAR	(2) SEM
WTXCRESC	0.3728*** (0.0964)	
W $\xi$		0.3903
PIB <sub>t-1</sub>	-0.2376*** (0.0667)	-0.3186*** (0.0588)
S	0.0476 (0.0295)	0.2066*** (0.0561)
NGS	0.0281 (0.0269)	0.0021*** (0.0004)
H	0.0352 (0.0236)	0.0205 (0.0241)
EXPVI	0.0572 (0.0607)	-0.3011 (0.3353)
GOV	-0.0902** (0.0367)	-0.0523 (0.0697)
OPEN	0.0495** (0.0240)	0.0859*** (0.0158)
PPP	-0.0029* 0.0016	-0.0473 (0.0360)
OUT_INF	-0.4891*** (0.0394)	—
OUT_SUP	0.4989*** (0.0346)	-0.0783*** (0.0088)
d85	-0.0221*** (0.0065)	-0.0583*** (0.0122)
d90	-0.0026 (0.0119)	-0.0224** (0.0099)
d95	-0.0395* (0.0202)	-0.0261*** (0.0056)
d00	-0.0272*** (0.0101)	0.0078*** (0.0026)
Constante	1.8055*** (0.5453)	2.3705*** (0.5668)
Taxa de convergência	0.0238	0.0192
Meia-vida	29	36

Tabela 7 - Resultados dos melhores modelos estimados de  $\beta$  convergência condicional para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador em regimes espaciais, com correção para dependência espacial, 1985 a 2005

		(conclusão)
AIC	-4.35	-8.04
SC	-4.25	-7.95
Teste $F$	8.544***	6.578***
$\bar{R}^2$	0.63	0.62
Autocorrelação espacial dos resíduos	Presente em 2005	Ausente
Teste de Chow	0.527	319.557***
Nº de observações	740	740

Fonte: o autor (2010).

Notas: (1) Modelo SAR para os países subdesenvolvidos e emergentes; (2) Modelo SEM para os desenvolvidos.

\* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01.

Erros-padrão robustos entre parênteses.

Idêntico ao resultado encontrado para a amostra completa, no caso dos países classificados como economias em desenvolvimento e emergentes, o modelo que melhor se ajusta aos dados é o modelo de defasagem espacial (segunda coluna da Tabela 7). Deste modo, a recomendação de Pace e Le Sage (2009) para a interpretação dos efeitos marginais totais é levada em consideração.

Verifica-se que a influência dos países vizinhos sobre a taxa de crescimento do PIB real por trabalhador se dá de forma expressiva. O coeficiente do PIB inicial é negativo e o efeito marginal total é da ordem de -0,3788. Por conseguinte, esse resultado prediz uma velocidade de convergência de 2,38% ao ano para o período em questão e, logo, uma meia-vida de 29 anos, ou seja, entre os países menos desenvolvidos, o tempo necessário para reduzir a metade da desigualdade presente entre eles é de 29 anos, em média.

Quanto às variáveis concernentes aos gastos do governo (*GOV*) e às distorções do mercado (*PPP*), como anteriormente, são significativas e atuam de maneira negativa sobre o aumento do PIB dos países. Interessante notar o expressivo efeito dos gastos do governo (-0,1438) sobre o crescimento dos países pertencentes a esse grupo, sugerindo que o poder público não tem atuado de maneira eficiente. Assim, o resultado encontrado nesta dissertação coloca em discussão a qualidade dos governos dos países em desenvolvimento e emergentes, sugerindo que os gastos públicos não têm agido como uma pré-condição ao desenvolvimento, mas, pelo contrário, tem impedido o crescimento dos mesmos. Uma vez mais, a inserção no mercado internacional impacta substancialmente o desenvolvimento econômico das

economias em desenvolvimento e emergentes. As variáveis tradicionais ( $S$ ,  $NGS$ ,  $H$ ) preditas pelos modelos de crescimento como importantes fontes a explicar o desenvolvimento econômico de uma região parece não afetar a taxa de crescimento do grupo em questão.

No que diz respeito às economias avançadas, o melhor modelo estimado, aquele que remove a autocorrelação espacial dos resíduos assim como apresenta os menores critérios de informação (AIC e SC), é o modelo de erro espacial (terceira coluna da Tabela 7). O modelo SEM foi estimado por MQGE seguindo o procedimento de Cochrane e Orcutt para a filtragem da dependência espacial na forma de erro (seção 3.3.2). Depois de realizada a remoção da autocorrelação espacial, confirmada pela estatística  $I$  de Moran sobre os resíduos, observa-se que a hipótese de convergência entre as nações desenvolvidas é sustentada de maneira substancial (coeficiente significativo de  $PIB_{t-1}$  no valor de -0,3186). Entre os países desenvolvidos, a velocidade de convergência é de 1,92% ao ano.

Fatos relevantes no que concerne à influência sobre a taxa de crescimento do PIB por trabalhador desses países diz respeito ao valor expressivo do capital físico e à insignificância da atuação do governo. Apesar do pequeno efeito (0,0643) do investimento privado encontrado para os 148 países considerados conjuntamente, no caso dos países avançados, o investimento privado conta com substantiva participação (0,2066) para a determinação do crescimento econômico dessas nações. Por outro lado, nos países ricos, o governo não influencia o desenvolvimento alcançado pelos mesmos no período em questão.

Resultado similar aos encontrados até então, refere-se ao efeito positivo da variável  $NGS$ , contrário ao previsto pelos modelos de crescimento. Em que pese isso, salienta-se, novamente, o pequeno efeito dessa variável sobre a taxa de crescimento do PIB. Além dos indícios de convergência; consensual até o momento parece ser a importância da inserção dos países ao mercado externo de forma a assegurar maior produtividade e, por conseguinte, maiores níveis de renda.

Ademais, ressalta-se que todas as *dummies* temporais foram significativas para os regimes definidos, à exceção do ano 1990 para o grupo dos países em desenvolvimento e emergentes. Os *outliers* e o termo constante também mostraram-se significativos em todas as regressões. Uma ressalva pode ser feita à influência dos *outliers* superiores para a taxa de crescimento das economias desenvolvidas, visto que, a existência de valores superiores discrepantes atua negativamente sobre o crescimento.

Quanto à avaliação da estabilidade estrutural por intermédio da análise do teste de Chow, há a rejeição da hipótese nula para os países desenvolvidos, o que indica que o ajuste proporcionado pelo modelo de regimes espaciais é superior ao ajuste do modelo de coeficientes globais. A hipótese nula de estabilidade estrutural conjunta dos coeficientes da regressão é amplamente rejeitada, pois o valor estimado do teste de Chow (319.557) é um valor muito extremo na distribuição qui-quadrada. Todavia, o referido teste indica que não existem diferenças significativas entre os coeficientes estimados para o regime dos países subdesenvolvidos e os 148 países considerados conjuntamente. Esse fato pode ser devido à maciça presença de países em desenvolvimento e emergentes constantes na amostra da presente dissertação. Dos 148 países estudados, 121 são classificados, de acordo com a WEO, como subdesenvolvidos o que equivale a, aproximadamente, 82% do total de países analisados.

No que concerne à heterogeneidade espacial não-observável verificada para os países desenvolvidos, há, ainda, vestígios da existência de problemas de natureza espacial de modo a prejudicar a identificação adequada do modelo. Isto pode acontecer se a heterogeneidade espacial dos parâmetros se manifesta em nível ainda mais detalhado. Visando esclarecer este ponto, a heterogeneidade espacial extrema é considerada por meio das regressões ponderadas geograficamente (RPG), assunto da próxima seção, de modo a determinar os coeficientes locais, isto é, estimar os coeficientes para cada país.

## 5.2 MODELO DE $\beta$ CONVERGÊNCIA CONDICIONAL LOCAL – RPG

Nesta seção são apresentados os resultados das Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG) do modelo de convergência condicional para os 148 países presentes na amostra desta dissertação considerando o período de 1985 a 2005. Com o intuito de remover os efeitos não-observados verificados pelo teste de Breusch-Pagan (Tabela 5), o modelo foi estimado em diferenças (2005-1985) tendo em vista que o *software* (GWR3) utilizado não considera a dimensão temporal dos dados.

A fim de avaliar se o modelo de convergência condicional local (estimado por RPG) se ajusta melhor aos dados, o modelo linear clássico de coeficientes globais é também estimado para que uma comparação entre esses dois modelos seja possível. Os resultados do

modelo global bem como alguns critérios de ajuste do modelo são apresentados na Tabela 8 para os dados transformados em diferenças (2005-1985).

Tabela 8 - Resultados do modelo de coeficientes globais estimados para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador, 1985-2005 (em diferenças)

VARIÁVEL	Modelo Global
PIB <sub>t-1</sub>	-0.2187*** (0.0405)
S	0.1924*** (0.0369)
NGS	0.0028 (0.0085)
H	-0.0040 (0.0507)
EXPVI	-0.0104 (0.2154)
GOV	0.0534 (0.0462)
OPEN	0.0656 (0.0416)
PPP	-0.0043 (0.0033)
Constante	0.0844** (0.0352)
AIC <sub>global</sub>	-11.11
AIC <sub>RPG</sub>	-25.27
$\bar{R}^2_{global}$	0.27
$\bar{R}^2_{RPG}$	0.42
Teste <i>F</i>	3.645***
Autocorrelação espacial dos resíduos	Ausente
Nº de observações	148

Fonte: o autor (2010).

Notas: \* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01.

Erros-padrão entre parênteses.

Os resultados do modelo global, em diferenças, confirmam a hipótese de convergência, como previamente constatada. O coeficiente referente ao PIB inicial é negativamente relacionado à taxa de crescimento do PIB por trabalhador corroborando a predição de convergência dos modelos clássicos. Fator que se apresenta como propulsor do

crescimento é o investimento em capital físico ( $S$ ) por apresentar um coeficiente positivo. As demais variáveis consideradas neste estudo, citadas em literatura como importantes para determinar a taxa de crescimento do PIB por trabalhador, no entanto, não se mostraram significantes para os 148 países amostrados no período, em diferenças, de 1985 a 2005. Cabe notar que, apenas 27% da variação na taxa de crescimento do PIB por trabalhador é explicada pelo modelo de coeficientes globais.

O modelo RPG ajusta-se melhor aos dados em relação ao modelo global, pois o valor do critério de informação de Akaike é menor para o modelo de convergência condicional local ( $AIC_{RPG}: -25,27 < AIC_{global}: -11,11$ ). Dessa forma, uma regressão de convergência condicional para cada unidade espacial parece mais adequada. Outra questão que sugere que o modelo estimado por RPG é superior ao modelo global é o fato de que 42% da variação na taxa de crescimento do PIB por trabalhador ser explicada pelo modelo, ajuste bem acima dos 27% observados no modelo global. Para averiguar a pressuposição de melhor ajuste do modelo RPG em relação ao modelo de coeficientes globais, o teste ANOVA deve ser analisado. Por meio do valor da estatística  $F$  de 3,645, rejeita-se a hipótese nula de que o modelo RPG não melhora os resultados do modelo global.

Os resultados do teste de Monte-Carlo, por sua vez, indicam se os parâmetros estimados exibem não-estacionariedade espacial. Na Tabela 9 são apresentados os resultados do teste. Observa-se que, considerando 5% de significância, apresenta variabilidade espacial somente a variável relativa ao PIB inicial.

A inclusão de variáveis *dummies* para representar os *outliers* não afeta significativamente o modelo RPG, como pode ser observado ao se comparar a primeira e a segunda colunas da Tabela 9: é verificada a não-estacionariedade espacial para o coeficiente do PIB inicial considerando o nível de significância de 10%. As demais variáveis permanecem não significativas. Esse fato pode ser interpretado à luz dos resultados da AEDE (seção 4.3), que indica os *outliers* como sendo, na verdade, pontos de alavancagem, isto é, pontos em que os valores mais altos do atributo apenas reforçam o padrão espacial existente, e, assim, não prejudicam o ajuste do modelo RPG.

Tabela 9 - Resultados do teste para variabilidade espacial (teste de significância de Monte-Carlo)

	Modelo Clássico		Modelo Clássico (com <i>outliers</i> )	
	p-valor		p-valor	
PIB <sub>t-1</sub>	0.0000	***	0.0700	n/s
S	0.4000	n/s	0.3200	n/s
NGS	0.8500	n/s	0.8200	n/s
H	0.3900	n/s	0.4500	n/s
EXPVI	0.6200	n/s	0.7500	n/s
GOV	0.7300	n/s	0.8800	n/s
OPEN	0.5000	n/s	0.3200	n/s
PPP	0.5400	n/s	0.6700	n/s
Constante	0.2000	n/s	0.1600	n/s
OUT_INF			0.5600	n/s
OUT_SUP			0.9600	n/s
Nº de observações	148		148	

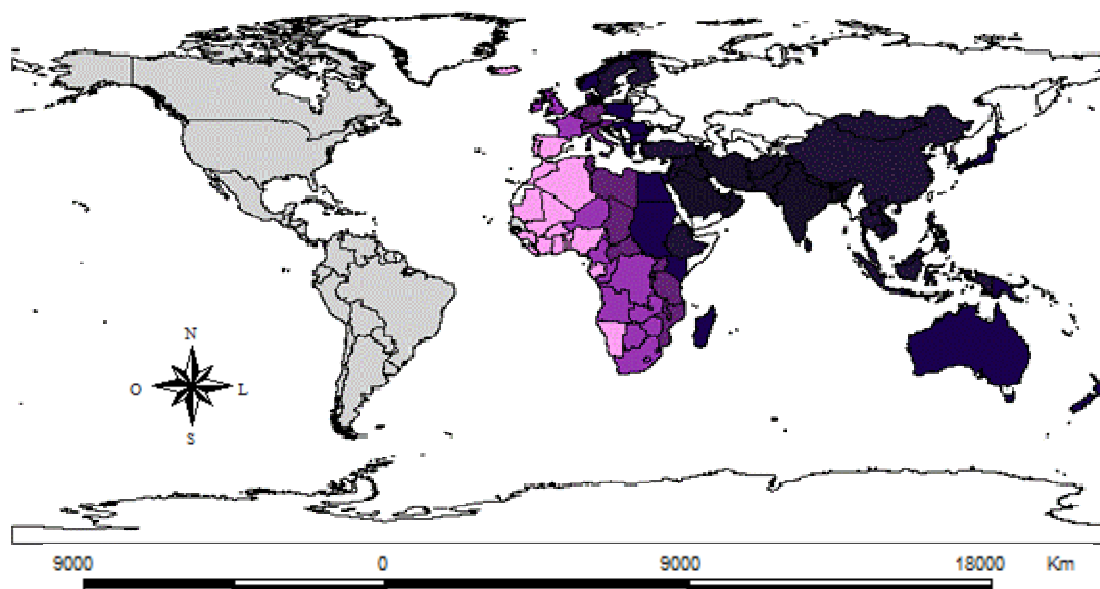
Fonte: o autor (2010).

Notas: \* p-valor<0.05; \*\* p-valor<0.01; \*\*\* p-valor<0.001; n/s: não significativo a 5%.

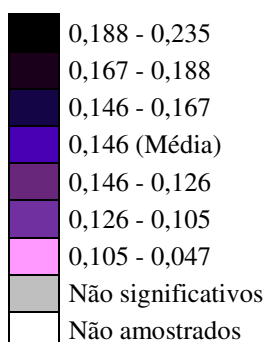
Os resíduos do modelo RPG foram analisados quanto à autocorrelação espacial por meio da estatística  $I$  de Moran. Foram testadas diversas matrizes de ponderação espacial (rainha, torre,  $k$ -vizinhos ( $k = 1, \dots, 20$ )), as quais não indicaram presença de dependência espacial remanescente para o modelo de convergência local com dados em diferenças. Portanto, no caso dos 148 países analisados, apenas o PIB inicial possui resposta local. Com isso, é possível descobrir se cada país está convergindo ou não, assim como a sua velocidade de convergência e a meia-vida. Como indagado na seção introdutória desta dissertação, trata-se de um desenvolvimento da análise de convergência para contornar o problema da convergência de renda global: o índice de  $\beta$  global negativo estimado pelo modelo de efeitos fixos em painel de dados, não significa, necessariamente, que todas as regiões amostradas estejam convergindo. Pode haver países que convergem, outros que divergem e outros para os quais a averiguação de convergência/divergência seja inconclusiva.

Isso pode ser esclarecido pela visualização dos mapas de taxa de convergência local (Mapa 11) e de meia-vida local (Mapa 12), obtidos por meio do parâmetro local estimado

pelo modelo RPG para o PIB inicial. No Mapa 11 é apresentada a velocidade de convergência local para os países amostrados a um nível de significância de 5%, seguindo a distribuição de desvios-padrão. Quanto à escala de cores, quanto mais escuras, maior é a velocidade de convergência do país em questão.



Mapa 11 - Velocidade de convergência local para o período, em diferenças, 2005-1985, em 5% de significância.



Legenda:

Nota: A distribuição dos valores segue desvios-padrão da média da velocidade de convergência.

Fonte: o autor (2010).

Por intermédio da inspeção visual do Mapa 11, percebe-se que para todo o continente americano, para os países africanos Cabo Verde, Gâmbia, Senegal e Serra Leoa e para Samoa e Tonga na Oceania, a averiguação do processo de convergência é inconclusiva para o período em questão. A questão inconclusiva para a América Latina pode ter sido em decorrência do período considerado nesta dissertação. Segundo relatório do FMI, “o desempenho da economia latino-americana nas últimas duas décadas foi algo decepcionante”.



O estudo concluiu que as reformas estruturais e de estabilização ocorridas na década de 1990 estimularam o crescimento, porém, não foram suficientes para superar problemas estruturais, incluindo a pobreza (IMF, 2005). Além disso, deve-se atentar para o fato de que a década de 1980 é conhecida como a “década perdida” para a América Latina. Cabe enfatizar que não foram encontrados coeficientes positivos referentes ao PIB inicial. Portanto, não há indícios de divergência, como pressuposto pelos modelos de crescimento endógeno, entre os 148 países amostrados.

Em média, a velocidade de convergência local para os países que exibiram significância estatística do coeficiente relativo ao PIB por trabalhador inicial foi da ordem de 1,46% ao ano. Como discutido anteriormente, esse valor está em conformidade com as estimativas das regressões *cross section* de Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw, Romer e Weil (1992) de 1,2% - 1,8% ao ano.

Resultados interessantes referem-se aos países que reduziram a desigualdade econômica em relação às nações mais avançadas. Pode-se perceber que os países asiáticos foram os que obtiveram velocidade de convergência de, pelo menos, 1 desvio-padrão acima da média, ou seja, as taxas de convergência alcançadas por esses países estiveram acima de 1,67% ao ano, demonstrando que nesses países o efeito *catch up* foi significativo para o período analisado. Ressalta-se ainda que nove países da sub-região do Oriente Médio (Arábia Saudita, Bahrein, Catar, Emirados Árabes Unidos, Irã, Iraque, Kuwait, Omã, Síria) estão nesse grupo.

Ressalta-se que pertencem a esse grupo também China e Índia. Entre os principais condicionantes do elevado crescimento chinês observado nas décadas consideradas por esta dissertação estão as altas taxas de investimento, maior abertura comercial, política de estímulos favoráveis às exportações e à atração de investimentos externos, a manutenção de um regime cambial rígido favorável ao desempenho do setor externo e os investimentos em capital humano. As elevadas taxas de crescimento estiveram, ainda, atreladas às altas taxas de poupança e investimento (ANDRADE, 2006). Quanto à Índia, Nassif (2006) afirma que o desempenho notável da economia indiana pode ser considerado como resultado da combinação de três fatores: i) continuidade das reformas estruturais iniciadas nos anos 1980, no governo de Rajiv Ghandi, para propiciar o aumento da produtividade na economia; ii) política macroeconômica voltada ao crescimento e à geração de empregos; e iii) uma visão estratégica de longo prazo, que mantém o planejamento e a presença do Estado em setores

economicamente pouco atrativos à livre iniciativa (VIEIRA e VERÍSSIMO, 2009).

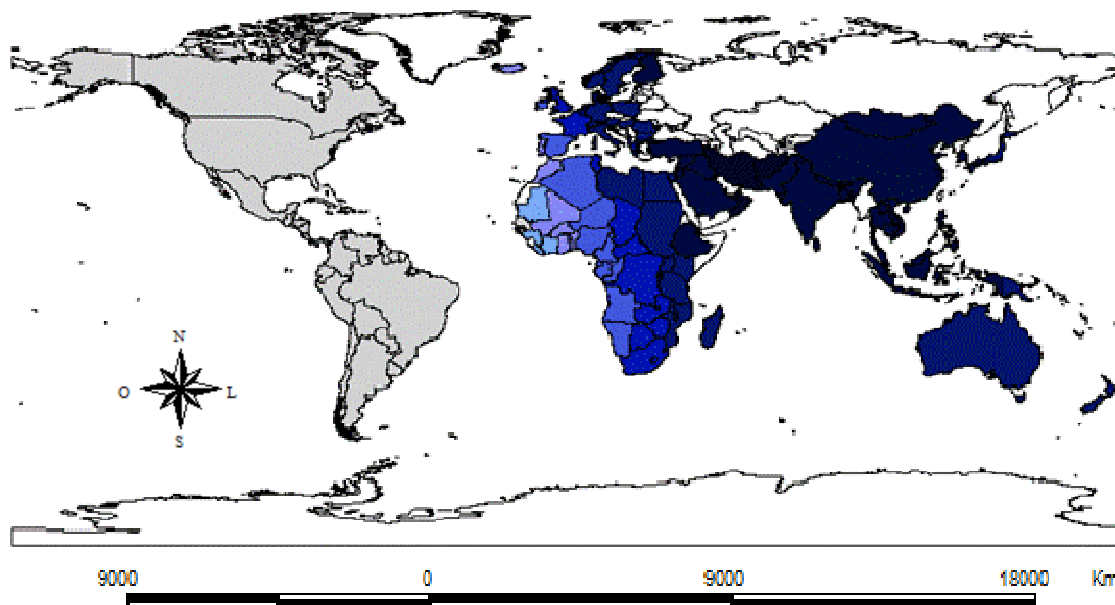
Além dos países asiáticos, as nações africanas Nepal, Djibouti, Maurício e Etiópia e a Finlândia, um país situado no norte da Europa, obtiveram, também, uma expressiva taxa de convergência entre os anos 1985 e 2005. Para esse conjunto de países, a meia-vida verificada foi de 34 anos, em média. Isso significa dizer, que em 34 anos, a desigualdade observada entre esses países seria reduzida à metade. Cabe salientar que Irã e Emirados Árabes Unidos foram os países que cresceram às maiores taxas encontradas nesta dissertação, 2,35% e 2,27% ao ano, respectivamente (meia-vida de, aproximadamente, 30 anos).

Crescendo também acima da média, estão alguns países da Oceania e Europa assim como boa parte dos países da África. Exemplos de tais países são Austrália, Egito, Japão, Sudão, Suécia, Papua Nova Guiné, Quênia e Comores. A taxa de convergência obtida por esses países situa-se entre 1,67% e 1,46% ao ano (1/2 desvio-padrão à média).

De modo oposto, alguns países de sub-regiões da África, quais sejam, Central, Ocidental e Meridional e da Europa Ocidental e Meridional cresceram abaixo da velocidade média de convergência local estimada, entre 1,05% e 1,46% ao ano. Países que alcançaram os menores valores para a velocidade de convergência (entre 1,05% e 0,47% ao ano) são países da África Ocidental (exceto Níger); da região Norte da África constam dois países, quais sejam, Argélia e Marrocos, além de Namíbia (África Meridional) e Gabão e Guiné Equatorial (África Central). Convergindo a essa taxa estão também os países europeus Espanha, Islândia e Portugal.

No Mapa 12 são apresentados os resultados para a meia-vida local. O objetivo de se mapear a meia-vida local é compreender de maneira mais adequada o conceito de velocidade de convergência, como afirmado anteriormente. Os intervalos foram definidos seguindo desvios-padrão em relação à média da meia-vida local, a saber, 53 anos.

Como pode ser observado, Irã, Emirados Árabes Unidos, Catar, Kuwait, Omã e Bahrein, em menos de 32 anos, conseguem eliminar o hiato de desigualdade de renda em relação aos países mais ricos. Cabe salientar que são países do Oriente Médio que tem sua economia impulsionada pela produção de petróleo. Ainda com uma meia-vida menor que os 53 anos médios estimados nesta dissertação, estão países da África Oriental e Norte da África, exceto Argélia, Marrocos e Tunísia, da Ásia e da Oceania, além de alguns países europeus.



Mapa 12 - Meia-vida local para o período, em diferenças, 2005-1985, em 5% de significância.



Legenda:

Nota: A distribuição dos valores segue desvios-padrão da média da meia-vida local.

Fonte: o autor (2010).

Países com meia-vida entre 53 e 63 anos podem ser citados França, Inglaterra e Bélgica (Europa Ocidental), Chade, África Central e República Democrática do Congo (África Central), Botsuana e África do Sul (África Meridional) além de Zâmbia, Zimbábue (África Oriental) e Tunísia (Norte da África) Nesses países, mais de meio século seria necessário para reduzir pela metade a desigualdade de renda. Os países africanos como Gana, Costa do Marfim, Guiné, Libéria, entre outros e Portugal (Europa) obtiveram meia-vida acima de 74 anos, ou seja, nesses países a velocidade de convergência observada situou-se abaixo de 1% ao ano implicando em, pelo menos, 74 anos para eliminar apenas a metade da lacuna inicial da renda por trabalhador em relação ao estado estacionário. Esse valor é o dobro da meia-vida de 35-45 anos tradicionalmente encontrada pelos modelos neoclássicos (BARRO e

SALA-i-MARTIN, 1992; MANKIW, ROMER e WEIL, 1992) e confirmada pela estimação global realizada por esta dissertação com os dados em painel.

## 6 CONCLUSÃO

A presente dissertação investigou a hipótese de convergência condicional numa perspectiva espacial local contribuindo, dessa forma, à literatura vigente por meio da busca de resultados que não sejam apenas globais, mas que provêm informação sobre o coeficiente para cada país. A taxa de crescimento do produto por trabalhador, indicada pela teoria macroeconômica como a medida de crescimento econômico, é a variável dependente utilizada nesta dissertação. Foram considerados 148 países, uma amostra expressiva em relação aos demais estudos de convergência em nível mundial, no período quinquenal compreendido entre os anos 1985 e 2005. O período selecionado foi devido ao fato de se obter dados para o número máximo de países na amostra. A decisão em realizar análise de convergência condicional, por sua vez, se assenta na observação de Sala-i-Martin (1996), em que o autor salienta que a hipótese de  $\beta$ -convergência absoluta é falha por não considerar diferenças relevantes existentes entre os países além dos diferenciais nos níveis de renda, implicando em viés devido à omissão de variáveis relevantes.

A literatura acerca de convergência tem se atentado para a relevância da inclusão do espaço na regressão, todavia o instrumental econométrico espacial tem sido pouco contemplado nos trabalhos empíricos em nível mundial. A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) realizada neste estudo confirmou a presença de dependência espacial global para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador para os 148 países amostrados, em um padrão de concentração. No contexto bivariado, o padrão de autocorrelação espacial fora negativo em 1985, onde países com elevados (baixos) valores de PIB inicial eram rodeados por países com reduzidas (elevadas) taxas de crescimento e positivo em 1995, em que um país com alto (reduzido) PIB inicial encontrava-se rodeado por países com taxas de crescimento do PIB elevadas (reduzidas). Ademais, diferentes padrões de associação local foram encontrados tanto no contexto univariado como no bivariado, além de terem sido identificados países com valores discrepantes para a taxa de crescimento do PIB por

trabalhador. Esses fatos sugerem que a omissão da influência da autocorrelação espacial levaria a má especificação do modelo causando viés no parâmetro estimado.

A análise econométrica parte de um modelo global para a averiguação da hipótese de convergência condicional em nível mundial, considerando os *outliers* captados pela AEDE na regressão, e a estimação por efeitos fixos mostra-se a mais apropriada. Essa constatação é corroborada pela literatura em crescimento econômico que indica a existência de características específicas de cada país que influenciam a taxa de crescimento da renda (CANOVA e MARCET, 1999). Tais características estão ligadas à história colonial do país, ao regime político adotado, às instituições financeiras existentes, entre outros.

O modelo de efeitos fixos estimado para a amostra dos 148 países obteve uma taxa de convergência no valor de 1,5% ao ano com uma meia vida subjacente de 46 anos. Diante da presença de dependência espacial verificada nos resíduos da regressão do modelo de efeitos fixos, foram estimados diversos modelos espaciais. O modelo de defasagem espacial (SAR) foi o melhor modelo especificado para os 148 países com velocidade de convergência encontrada na ordem de 2,07% ao ano. Como esperado, o investimento em capital físico (*S*) assim como em capital humano (*H*), a inserção no mercado internacional (*OPEN*) atuam positivamente sobre o crescimento econômico. Atuando de maneira oposta estão os gastos do governo (*GOV*) e a medida de poder de paridade de compra (*PPP*). Além disso, constatou-se que a taxa de crescimento do país vizinho é um fator relevante do crescimento de um determinado país. Portanto, a integração entre os países é uma importante fonte de crescimento.

Com relação às estimações para os regimes espaciais, o ajuste proporcionado pelo modelo de regimes espaciais é superior ao ajuste do modelo de coeficientes globais para o caso das nações desenvolvidas. Nesse caso, o melhor modelo espacial estimado foi o de erro espacial (SEM). A hipótese de convergência foi, mais uma vez, confirmada, alcançando uma velocidade de 1,92% ao ano. Cabe salientar, ainda, que o investimento privado influencia de maneira substancial o desenvolvimento alcançado pelos mesmos no período em questão ao contrário da atuação insignificante do governo.

A heterogeneidade espacial indicada pelas estimações dos regimes espaciais pôde ser contemplada em sua forma extrema por intermédio das Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG). Após a estimação de um modelo de convergência local, percebe-se

que um modelo de convergência global pode ser considerado falho: há diferenças significativas quando consideradas as respostas locais, específicas a cada país. A melhor especificação para representar a hipótese de convergência condicional para a amostra de 148 países no período de 1985 a 2005, em diferenças, é o modelo RPG sem correção para dependência espacial, pois não foi identificada a presença de autocorrelação espacial nos resíduos.

Os resultados do modelo RPG mostraram que houve variabilidade espacial nos parâmetros somente para o PIB do ano inicial. Portanto, condicionada às demais variáveis, a hipótese de convergência local foi confirmada, exceto para o continente americano e os países africanos Cabo Verde, Gâmbia, Senegal e Serra Leoa e para Samoa e Tonga na Oceania, onde a questão de convergência demonstrou-se inconclusiva para o período considerado nesta dissertação.

De posse dos coeficientes negativos estimados para o PIB inicial, tornou-se possível calcular a velocidade de convergência para cada país. Em média, a velocidade de convergência local encontrada nesta dissertação foi de 1,46% ao ano, valor condizente com as estimativas neoclássicas de 1,4% - 1,8% ao ano (BARRO e SALA-I-MARTIN, 1992; MANKIW, ROMER e WEIL, 1992). A meia-vida local associada a esse valor é de 47 anos. Os países do Oriente Médio (Irã, Emirados Árabes Unidos, Catar, Kuwait, Omã e Bahrein) foram os que obtiveram as maiores taxas de convergência, entre 2,16% e 2,35% ao ano, implicando em uma meia-vida abaixo de 32 anos. De modo oposto, países que alcançaram valores para a velocidade de convergência abaixo da média de 1,46% ao ano estão os países africanos, exceto Egito, Sudão, Etiópia, Quênia e Madagascar, além de Espanha, Islândia e Portugal na Europa. Para esse grupo de países, mais de meio século é necessário para eliminar metade da lacuna inicial da renda por trabalhador em relação ao estado estacionário.

Ressalta-se que, apesar de não ter sido detectada a dependência espacial nos resíduos no modelo global, o mapeamento dos resultados da velocidade de convergência local e da meia-vida local demonstrou certa concentração geográfica, isto é, países vizinhos estão convergindo a taxas similares e, por conseguinte, o tempo para eliminar metade do *gap* de desigualdade de renda tem sido semelhante.

Desde a confirmação da hipótese de convergência condicional para 98 países realizada por Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992), com dados em *cross*

*section*, uma vasta literatura se seguiu explorando essa questão com diferentes bases de dados e diversos métodos econométricos. Contudo, a principal conclusão de velocidade de convergência ao nível de, aproximadamente, 2% ao ano tem sido confirmada (BARRO e LEE, 1994; SALA-I-MARTIN, 1995; DURLAUF e JOHNSON, 1995, RIVERA-BATIZ, 1993, SHIOJI, 1993). De acordo com Canova e Marcet (1999), esses resultados suportam a visão de que, controlando para as características dos países (acumulação de capital físico e humano, tamanho do governo, inserção no mercado, distorções no mercado, entre outras), diferenças na renda desaparecerão vagarosamente.

Os resultados encontrados por esta dissertação também validam a hipótese de convergência teorizada pela vertente neoclássica de crescimento econômico. Em todas as estimações realizadas, quer sejam em modelos de dados em painel considerando os efeitos fixos, a dependência espacial bem como a heterogeneidade espacial (regimes espaciais) quer sejam em primeiras diferenças levando em conta a heterogeneidade espacial extrema (RPG), foi encontrada velocidade de convergência de, em média, 1,5% ao ano.

Mais interessante, porém, é a constatação de múltiplos equilíbrios quando considerada a análise de convergência local. Um grupo de países se aproxima de um equilíbrio particular em virtude da existência de atributos correlatos ou porque se encontrava em uma localização inicial correspondente aquele equilíbrio. Portanto, os países aproximam-se um dos outros em termos de renda, fato em consonância com a convergência em clubes ou múltiplos regimes (DURLAUF e JOHNSON, 1995; QUAH, 1996).

Vale destacar que os clubes de convergência aqui definidos são consequência de como o crescimento de um país se processa, em termos de seu próprio ritmo condicionado às suas características socioeconômicas iniciais, relativamente ao crescimento de outros países e não em relação a si mesmo. Neste caso, as economias têm um grau de dependência de suas condições iniciais, criando uma resistência a permanecer em seu grupo, como no caso dos países africanos. Entretanto, de acordo com seu processo histórico, algumas economias realizam *catch up*, superando suas limitadas condições iniciais, e ingressam em um grupo de renda mais alta (caso dos países do Oriente Médio, dos “tigres asiáticos”, da China e da Índia), ou mesmo são rebaixadas a um grupo mais pobre (como exemplos, Portugal, Espanha e Islândia). Dessa forma, a presença de clubes de países convergentes a taxas similares, em intervalos que variam entre 0,47% e 2,35% ao ano, reafirma a importância da integração regional para o crescimento econômico dos países em virtude da concentração geográfica

referente à velocidade de convergência local.

Diante das evidências internacionais e das estimativas desta dissertação, a velocidade de convergência global de, aproximadamente, 2% ao ano parece ser “uma constante onipresente”: a maioria dos estudos existentes em nível internacional encontrou evidências de convergência condicional a essa taxa (MANKIW, 1995). Portanto, estimativas usuais entre 1,5% a 2% ao ano implicam um processo de convergência muito baixo: a essa taxa, levaria cerca de 35 a 45 anos para eliminar apenas a metade do *gap* inicial da renda por trabalhador em relação ao estado estacionário.



## REFERÊNCIAS

- ABRAMOVITZ, M. Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. **Journal of Economic History**, Vol. 46:2, p. 385-406, 1986.
- AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. In: FORAY, D.; FREEMAN, C. (Orgs.). **Technology and the wealth of nations: the dynamics of constructed advantage**, Londres: Pinter 1993.
- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009. Mimeografado.
- ANDRADE, D. C. **Fatores condicionantes do crescimento econômico de longo prazo na China: aspectos teóricos e investigação empírica**. 2006. 148 f. Dissertação (Mestrado). Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia, 2006.
- ANSELIN, L. Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis. **Journal of Regional Science**, vol.30, n.2, p.185-207, 1990.
- ANSELIN, L. **SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data**. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1992. Disponível em: <<http://dae.unizar.es/docencia/regional/spacestat%20Tutorial.pdf>>. Acesso em: 10/02/2010
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. **Geographical Analysis**. Vol. 27, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: P. Longley, M. Goodchild, D. Maguire and D. Rhind (Eds.), **Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications**, p. 251-264. New York, Wiley, 1999.
- ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook**. Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography, University of Illinois, Urbana-Champaign, Urbana, IL 61801. 244 p. Revised Version, March 6, 2005. Disponível em <<http://geodacenter.asu.edu/system/files/geodaworkbook.pdf>>. Acesso em: 10/02/2010.
- ARBIA, G. **Spatial Econometrics**. Springer, 2006.
- AZZONI, C. R.; MENEZES FILHO, N.; MENEZES, T.; SILVEIRA NETO, R. M. Geografia e convergência de renda entre os estados brasileiros. In: Ricardo Henriques. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. 1ª ed. Rio de Janeiro: IPEA, v. 1, p. 1-740, 2000.
- BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S. Crescimento econômico e convergência de renda no Brasil: a contribuição do capital humano e da infra-estrutura. In: **VI Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - VI ENABER**, 2008, Aracaju. Anais do VI ENABER, 2008.

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

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**. Vol. 100, n. 2, 1992.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. 2<sup>a</sup> Edição. The MIT Press: Cambridge. 654 p. 2003.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare. **American Economic Review**. Vol. 76, p. 1072-1085, 1986.

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

BRASIL C., BRUNO F., SAGUATTI A. A spatial econometric model for evaluating conditional  $\beta$ -convergence across EU regions, contributed paper presented at the **III World Conference of Spatial Econometrics**, Barcelona, 2009.

BREUSCH, T.; PAGAN, A., The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics, **Review of Economic Studies**. Vol. 47, p. 239-253, 1980.

BRUNSDON, C.; FOTHERINGHAM, A.S.; CHARLTON, M.E. Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. **Geographical Analysis**. Vol. 28, n. 4, p. 281-298.

CANOVA, F.; MARCET, A. **The poor stay poor: non-convergence across countries and regions**. CEPR Discussion Paper n. 1265, 1999.

CARVALHO, T. S. **A Hipótese da Curva de Kuznets Ambiental Global e o Protocolo de Quioto**. 2008. 130 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2008.

Caselli, F., Esquivel, G., Lefort, F. Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, **Journal of Economic Growth**, 1, 3, 363-389, 1996.

CHASCO, C.; GARCÍA, I.; VICÉNS, J. Modeling spatial variations in household disposable income with Geographically Weighted Regression. **Munich Personal RePEc Archive**. Universidad Autónoma de Madrid, Spain, 2007.

CLEMENTE, A.; HIGACHI, H. Y. **Economia e desenvolvimento regional**. São Paulo: Atlas. Caps 15 e 16. 2000.

DE LA FUENTE, A. On the sources of convergence: a close look at the Spanish regions. **European Economic Review**. Vol. 46, p. 569-599, 2002.

DE LONG, J.B. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. **American Economic Review**. American Economic Association, vol. 78(5), p. 1138-54, 1988.

DOLLAR, D. Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs, 1976-85. **Economic Development and Cultural Change**. p. 523-544, 1992.

DURLAUF, S.; JOHNSON, P. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. **Journal of Applied Econometrics**. Vol. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.

DURLAUF, S.N.; QUAH, D.T. **The New Empirics of Economic Growth**. University of Wisconsin, Madison and LSE. Centre for Economic Performance. Discussion Paper n.384. 1998.

DURLAUF, S. N.; KOURTELLOS, A.; MINKIN, A. The Local Solow Growth Model. **European Economic Review**. Vol. 45, n. 4-6, pp. 928-940, 2001.

ELHORST, J.P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, vol.26, n.3, p.224-268, 2003.

ERTUR, C.; LE GALLO, J. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. **Regional Science**. Vol. 82. p. 175-201, 2003.

ERTUR, C.; LE GALLO, J.; LESAGE, J.P. **Local Versus Global Convergence in Europe: A Bayesian Econometric Approach**. Mimeo. Université de Bourgogne/Université Montesquieu-Bordeaux IV/University of Toledo, France/USA, 2004.

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

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

FAGERBERG, J.; GODINHO, M. **Innovation and Catching-up**. In: Fagerberg et al (Eds) 2005.

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

FOTHERINGHAM, A.S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M.E. **Quantitative Geography**, London: Sage, 2000.

FOTHERINGHAM, A.S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M.E; **Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships**, Chichester: Wiley, 2002.

FRANKEL, J.; ROMER, D. Does trade cause growth? **American Economic Review**. Vol. 89, n. 3, p. 379-399, 1999.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. **Economia Espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. Editora Futura, São Paulo, 2002.

HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**. vol. 46, n.6, p.1251-71, 1978.

HESTON, A. SUMMERS, R.; ATEN, B. **Penn World Table Version 6.3**. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, 2009.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press, Second Edition, 2003.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, n. 17, p.99–121,1998.

IMF - INTERNATIONAL MONETARY FUND, Independent Evaluation Office. **Stabilization and Reform in Latin America: A Macroeconomic Perspective on the Experience Since the Early 1990s**. (Washington: International Monetary Fund), 2005. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/op/238/>>. Acesso: 29 de dezembro de 2010.

ISLAM, N. Growth Empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**. Vol. 110, n.4, p.1127-1170, 1995.

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

KRUGMAN, P. The Role of Geography in Development. **International Regional Science Review**. Vol. 22, n. 2, p. 142–161, 1999.

LEE, K.; PESARAN, M.H.; SMITH, R. Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model. **Journal Applied of Economics**. Vol.12, p. 357–392, 1997.

LESAGE, J.P. A Family of Geographically Weighted Regression Models. In: ANSELIN, L.; FLORAX, R.J.G.M.; REY, S. (org.). **Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications**. Springer, 2004.

LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **American Economic Review**, 82(4):942–63, 1992.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**. Vol. 22, n. 1, p. 3- 42, 1988.

MADDISON, A. **The World Economy: A Millennial Perspective**. Development Centre Studies: OECD, p. 383, 2001.

MAGALHÃES, A. M. . Clubes de Convergência no Brasil: uma Abordagem com Correção Espacial. In: ANPEC NACIONAL, 2001, Salvador. **ANAIS DA ANPEC**. Salvador: ANPEC, v. 1. p. 1-20, 2001.

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

MANKIW, N.G. D.; ROMER, D.; WEIL, A. Contribution to the Empirics of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, vol.107(2), pp.407-437, 1992.

MANKIW, G. The Growth of Nations, **Brookings Papers on Economic Activity**, 275-326, 1995.

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.

MARTIN, R.; SUNLEY, P. Convergência lenta? A nova teoria do crescimento endógeno e o desenvolvimento regional. **Cadernos IPPUR**, Rio de Janeiro, Ano XIV, n.1, p.15-50, 2000.

MELICIANI V.; PERACCHI, F. Convergence in per-capita GDP across European regions: a reappraisal. **Empirical Economics**. Vol. 31, p.549–568, 2006.

NASSIF, A. A economia indiana no período 1950-2004 – Da estagnação ao crescimento acelerado: lições para o Brasil? Texto para Discussão, n. 107, Rio de Janeiro: BNDES, 2006.

OLIVEIRA, R.C. **Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal**. 2009. 162 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2009.

PACE, R.K.; LE SAGE, J.P. Spatial Autoregressive Local Estimation. **In: Recent Advances in Spatial Econometrics**. Jesus Mur, Henri Zoller and Arthur Getis (eds.), Palgrave Publishers, 2004.

PACE, R.K.; LE SAGE, J.P. Omitted variables biases of OLS and spatial lag models. **In: Progress in Spatial Analysis: Theory and Computation, and Thematic Applications**, A. Páez, J. Le Gallo, R. Buliung and S. Dall’Erba (eds.), Berlin: Springer, forthcoming, 2009.

PÁEZ, A.; SCOTT, D.M. Spatial statistics for urban analysis: A review of techniques with examples. **GeoJournal**, v. 61, p. 53–67, 2004.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**. Vol. 40, p. 1353-75, 1996.

REBELO, S. Long run policy analysis and long run growth. **Journal of Political Economy**. p.500-521, 1991.

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

RIVERA-BATIZ, L. **Convergence of Regional Income in China**. UFP, Working Paper, 1993.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. McGraw-Hill. 2006.

ROMER, P.M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**. Vol. 94, n. 5 p. 1002-37, 1986.

ROMER, P.M.; Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization. **American Economic Review**. Vol. 77, n. 2, p. 56-62, 1987.

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

SALA-I-MARTIN, X. Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. **European Economic Review**, Elsevier, vol. 40(6), p. 1325-1352, 1995.

SALA-I-MARTIN, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. **Economic Journal**, Royal Economic Society, vol. 106(437), p. 1019-36, 1996.

SALA-I-MARTIN, X. 15 Years of New Growth Economics: What Have We Learnt? **Economics Working Papers**. Department of Economics and Business, Universit at Pompeu Fabra, 2002.

SHIOJI, E. **Regional Growth in Japan**. Yale University Mimeo, 1993.

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

SILVEIRA NETO, R.M.; AZZONI, C.R. Radiografando a Convergência Regional: fontes setoriais e mudanças estruturais. In: XXVIII Encontro Nacional de Economia. Campinas/SP, dezembro de 2000. **Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia**, 2000.

SILVEIRA NETO, R.M.; AZZONI, C.R. Non Spatial Public Policies and Regional Inequality in Brazil. In: RSAI World Congress 2008, São Paulo. **Annals of RSAI World Congress 2008**.

SOLOW, R.M., A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, Vol. LXX, p. 65-94, 1956.

STEINDEL, C. Chain-weighting: the new approach to measuring GDP. **Current Issues in Economics and Finance**. Vol. 1, n. 9, 1995.

VIEIRA, D.J. Contribuição para uma Crítica Teórica à Nova Geografia Econômica – A Problemática do Desenvolvimento. **IV Encontro de Economia Baiana**. Economia Regional, p. 187-204, 2008.

VIEIRA, F.V.; VERÍSSIMO, M.P. Crescimento econômico em economias emergentes selecionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 3 (37), p. 513-546, 2009.

WEI, Y.H.D.; YE, X. Beyond Convergence: Space, Scale and Regional Inequality in China.

**Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie.** Vol. 100, No. 1, pp. 59–80, 2009.\

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

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

**APÊNDICES****APÊNDICE A: Correlação entre as variáveis explicativas e os resíduos**

Tabela A.1 – Correlação entre as variáveis explicativas e os resíduos da equação estimada por efeitos fixos para a hipótese de convergência condicional

<b>Correlação</b>	<b>Resíduos</b>
PIB <sub>t-1</sub>	0,0000
S	0,0000
NGS	0,0000
H	0,0000
EXPVI	0,0000
GOV	0,0000
OPEN	0,0000
PPP	0,0000

Fonte: o autor (2010).



**APÊNDICE B: Resultados das equações estimadas para os regimes espaciais definidos segundo a classificação da WEO**

Tabela B.1 – Lista dos países classificados de acordo com a WEO

<b>PAÍSES DESENVOLVIDOS</b>	<b>PAÍSES EMERGENTES E EM DESENVOLVIMENTO</b>			
Alemanha	Afeganistão	Djibouti	Líbia	São Vicente e Granadinas
Austrália	África Central	Egito	Macau	Senegal
Áustria	África do Sul	El Salvador	Madagascar	Serra Leoa
Bélgica	Albânia	Emirados Árabes	Malásia	Síria
Canadá	Argélia	Equador	Malawi	Sri Lanka
Chipre	Angola	Etiópia	Maldivas	Suazilândia
Coréia do Sul	Arábia Saudita	Filipinas	Mali	Sudão
Dinamarca	Argentina	Gabão	Mauritânia	Suriname
Espanha	Bahamas	Gâmbia	Maurício	Tailândia
Estados Unidos	Bahrein	Gana	México	Tanzânia
Finlândia	Bangladesh	Grenada	Moçambique	Togo
França	Belize	Guatemala	Mongólia	Tonga
Grécia	Benin	Guiana	Marrocos	Trinidad e Tobago
Holanda	Bolívia	Guiné	Namíbia	Tunísia
Inglaterra	Botsuana	Guiné Equatorial	Nepal	Turquia
Irlanda	Brasil	Guiné-Bissau	Nicarágua	Uganda
Islândia	Brunei	Haiti	Níger	Uruguai
Israel	Bulgária	Honduras	Nigéria	Vanuatu
Itália	Burquina Fasso	Hungria	Omã	Venezuela
Japão	Burundi	Ilhas Fiji	Panamá	Vietnã
Luxemburgo	Butão	Ilhas Salomão	Papa Nova Guiné	Zâmbia
Malta	Cabo Verde	Índia	Paquistão	Zimbábue
Noruega	Camarões	Indonésia	Paraguai	
Nova Zelândia	Camboja	Irã	Peru	
Portugal	Catar	Iraque	Polônia	
Suécia	Chade	Jamaica	República Democrática do Congo	
Suíça	Chile	Jordânia	República do Congo	

Fonte: WEO, Fundo Monetário Internacional.

Tabela B.2 – Resultados das equações estimadas para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador para os países emergentes e subdesenvolvidos, 1985 a 2005

(continua)

VARIÁVEL	(1) SAR	(2) SEM	(3) SLX	(4) SDM	(5) SDEM
WTXCRESC	0.3728*** (0.0964)			0.7347*** (0.2128)	
Wu		0.4062			0.4062
PIB <sub>t-1</sub>	-0.2376*** (0.0667)	-0.2549*** (0.0699)	-0.2555*** (0.0666)	-0.2364*** (0.0660)	-0.2638*** (0.0748)
S	0.0476 (0.0295)	0.0420 (0.0290)	0.0389 (0.0281)	0.0495* (0.0278)	0.0404 (0.0266)
NGS	0.0281 (0.0269)	0.0496 (0.0498)	0.0287 (0.0270)	0.0258 (0.0313)	0.0513 (0.0487)
H	0.0352 (0.0236)	0.0525 (0.0332)	0.0432* (0.0258)	0.0529** (0.0244)	0.0569* (0.0324)
EXPVI	0.0572 (0.0607)	0.0634 (0.0605)	0.1368*** (0.0432)	0.1189*** (0.0271)	0.0742 (0.0462)
GOV	-0.0902** (0.0367)	-0.1131*** (0.0362)	-0.0784*** (0.0295)	-0.0912** (0.0401)	-0.1172*** (0.0326)
OPEN	0.0495** (0.0240)	0.0922*** (0.0263)	0.0616*** (0.0231)	0.0535* (0.0274)	0.0986*** (0.0271)
PPP	-0.0029* (0.0016)	-0.0034* (0.0018)	-0.0028** (0.0014)	-0.0031** (0.0015)	-0.0040* (0.0020)
OUT_INF	-0.4891*** (0.0394)	-0.4848*** (0.0183)	-0.4865*** (0.0456)	-0.4951*** (0.0426)	-0.4842*** (0.0202)
OUT_SUP	0.4989*** (0.0346)	0.4780*** (0.0547)	0.4996*** (0.0310)	0.4996*** (0.0328)	0.4801*** (0.0565)
d85	-0.0221*** (0.0065)	0.0233*** (0.0086)	-0.0181*** (0.0055)	-0.0255*** (0.0061)	0.0798 (0.0556)
d90	-0.0026 (0.0119)	0.0094 (0.0074)	-0.0032 (0.0128)	-0.0015 (0.0127)	0.0537 (0.0431)
d95	-0.0395* (0.0202)	-0.0144*** (0.0040)	-0.0369* (0.0197)	-0.0419** (0.0212)	0.0082 (0.0240)
d00	-0.0272*** (0.0101)	0.0081*** (0.0030)	-0.0250** (0.0101)	-0.0282*** (0.0100)	0.0144 (0.0130)
Constante	1.8055*** (0.5453)	1.0585*** (0.2512)	4.3645** (1.9388)	2.6224*** (0.9761)	2.2328 (1.3876)
WPIB <sub>t-1</sub>			-0.3656*** (0.0989)	0.1233 (0.1245)	-0.1971 (0.1335)
WS			-0.0535 (0.0714)	-0.0183 (0.0620)	-0.0136 (0.1058)
WNGS			0.1565** (0.0724)	-0.0193 (0.1252)	0.0141 (0.1186)

Tabela B.2 – Resultados das equações estimadas para a variável taxa de crescimento do PIB por trabalhador para os países emergentes e subdesenvolvidos, 1985 a 2005

	(conclusão)				
WH			-0.0124 (0.0448)	-0.0920* (0.0530)	0.0269 (0.0933)
WEXPVI			-0.1946 (0.5096)	-0.5454** (0.2238)	-0.2322 (0.5348)
WGOV			0.2049 (0.2439)	0.0411 (0.0939)	-0.0956 (0.1627)
WOPEN			0.2562* (0.1349)	0.0434 (0.0566)	0.2283 (0.1498)
WPPP			-0.0007 (0.0044)	0.0021 (0.0026)	0.0044 (0.0081)
Taxa de Convergência Meia-Vida	0.0238 29	0.0147 47	0.0148 47	0.0135 51	0.0153 45
AIC	-4.35	-4.28	-4.33	-4.31	-4.29
SC	-4.25	-4.19	-4.19	-4.16	-4.20
Teste <i>F</i>	8.544***	7.398***	8.091***	8.132***	6.942***
$\bar{R}^2$	0.63	0.59	0.63	0.62	0.58
Autocorrelação espacial dos resíduos	Presente em 2005	Presente em 2005	Presente em 1990	Presente em 1985, 1995, 2000 e 2005	Presente em 2005
Teste de Chow	0.5274	0.5170	0.3247	0.5628	0.5122
Nº de observações	740	740	740	740	740

Fonte: o autor (2010).

Notas: (1) Modelo SAR; (2) Modelo SEM; (3) Modelo SLX; (4) Modelo SDM; (5) Modelo SDEM.

\* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01.

Erros-padrão robustos entre parênteses.

Tabela B.3 – Resultados das equações estimadas para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador para os países desenvolvidos, 1985 a 2005

VARIÁVEL	(continua)				
	(1) SAR	(2) SEM	(3) SLX	(4) SDM	(5) SDEM
WTXCRES	0.2594*** (0.0871)			0.6848*** (0.0789)	
W $\xi$		0.3903			0.3903
PIB <sub>t-1</sub>	-0.3541*** (0.0723)	-0.3186*** (0.0588)	-0.4691*** (0.0530)	-0.3876*** (0.0219)	-0.4169*** (0.0484)
S	0.2162*** (0.0627)	0.2066*** (0.0561)	0.3261*** (0.0354)	0.2705*** (0.0319)	0.2811*** (0.0350)
NGS	0.0032*** (0.0007)	0.0021*** (0.0004)	0.0030*** (0.0007)	0.0034*** (0.0008)	0.0015** (0.0006)
H	0.0302 (0.0193)	0.0205 (0.0241)	-0.0165 (0.0165)	-0.0005 (0.0341)	0.0027 (0.0277)
EXPVI	0.7311 (0.4465)	-0.3011 (0.3353)	1.3563*** (0.4447)	1.2369*** (0.2092)	0.9536** (0.3437)
GOV	-0.0535 (0.0426)	-0.0523 (0.0697)	-0.0454 (0.0750)	-0.0278 (0.0783)	-0.0930* (0.0475)
OPEN	0.1183*** (0.0246)	0.0859*** (0.0158)	0.1424*** (0.0383)	0.1351*** (0.0379)	0.0676** (0.0265)
PPP	0.0127 (0.0253)	-0.0473 (0.0360)	0.0262 (0.0266)	-0.0790*** (0.0161)	-0.0185 (0.0111)
OUT_SUP	-0.1081*** (0.0202)	-0.0783*** (0.0088)	-0.0694*** (0.0218)	-0.0644*** (0.0210)	-0.0756*** (0.0153)
d85	0.0080 (0.0142)	-0.0583*** (0.0122)	0.0235 (0.0221)	0.0126 (0.0180)	-0.0549* (0.0292)
d90	-0.0028 (0.0106)	-0.0224** (0.0099)	0.0023 (0.0145)	-0.0008 (0.0152)	-0.0325 (0.0254)
d95	-0.0085 (0.0099)	-0.0261*** (0.0056)	-0.0063 (0.0153)	-0.0116 (0.0101)	-0.0297* (0.0160)
d00	0.0139 (0.0102)	0.0078*** (0.0026)	0.0210 (0.0128)	0.0107 (0.0147)	0.0007 (0.0086)
Constante	-0.5259 (1.2160)	2.3705*** (0.5668)	-4.8829** (2.3971)	-5.0271*** (0.9460)	-0.3433 (1.2863)
WPIB <sub>t-1</sub>			-0.1921*** (0.0679)	0.1158*** (0.0387)	-0.1619*** (0.0548)
WS			-0.0168 (0.0418)	-0.1628*** (0.0340)	-0.0009 (0.0302)
WNGS			0.0001 (0.0006)	-0.0016*** (0.0005)	-0.0010 (0.0008)
WH			0.0166 (0.0251)	0.0049 (0.0315)	0.0219 (0.0292)

Tabela B.3 – Resultados das equações estimadas para a taxa de crescimento do PIB por trabalhador para os países desenvolvidos, 1985 a 2005

						(conclusão)
WEXPVI			1.2425**	0.5492	0.4406	
			(0.5993)	(0.3655)	(0.2760)	
WGOV			-0.1614	0.0151	-0.0068	
			(0.1040)	(0.0842)	(0.0426)	
WOPEN			-0.0942***	-0.1741***	-0.0713***	
			(0.0286)	(0.0361)	(0.0191)	
WPPP			0.1421***	0.1742***	0.1743***	
			(0.0286)	(0.0157)	(0.0287)	
Taxa de Convergência	0.0325	0.0192	0.0317	0.0245	0.0270	
Meia-Vida	21	36	22	28	26	
AIC	-7.96	-8.04	-8.09	-8.13	-8.25	
SC	-7.86	-7.95	-7.94	-7.98	-8.16	
Teste F	5.764***	6.578***	6.193***	6.284***	6.284***	
$\bar{R}^2$	0.62	0.62	0.65	0.66	0.66	
Autocorrelação espacial dos resíduos	Ausente	Ausente	Presente em 1985, 1990 e 2005	Presente em 1985, 1990, 1995, e 2000	Presente em 2000	
Teste de Chow	285.642***	319.558***	323.454***	311.647***	352.047***	
Nº de observações	740	740	740	740	740	

Fonte: o autor (2010).

Notas: (1) Modelo SAR; (2) Modelo SEM; (3) Modelo SLX; (4) Modelo SDM; (5) Modelo SDEM.

\* p-valor<0.1; \*\* p-valor<0.05; \*\*\* p-valor<0.01.

Erros-padrão robustos entre parênteses.

**APÊNDICE C: Velocidade de Convergência Local e Meia-Vida**

Tabela C.1 – Resultados da taxa de convergência local e da meia-vida local para os países amostrados, em nível de significância de 5%

(continua)

<b>PAÍS</b>	<b><math>\beta</math> estimado</b>	<b>Velocidade de Convergência (a.a.)</b>	<b>Meia-Vida</b>
Irã	-0.3745	2.35%	30
Emirados Árabes	-0.3655	2.27%	30
Catar	-0.3620	2.25%	31
Omã	-0.3618	2.25%	31
Bahrein	-0.3589	2.22%	31
Afeganistão	-0.3517	2.17%	32
Kuwait	-0.3507	2.16%	32
Paquistão	-0.3472	2.13%	33
Iraque	-0.3341	2.03%	34
Arábia Saudita	-0.3332	2.03%	34
Maldivas	-0.3285	1.99%	35
Nepal	-0.3269	1.98%	35
Índia	-0.3260	1.97%	35
Sri Lanka	-0.3218	1.94%	36
Butão	-0.3180	1.91%	36
Bangladesh	-0.3167	1.90%	36
Síria	-0.3113	1.86%	37
Mongólia	-0.3088	1.85%	38
China	-0.3050	1.82%	38
Djibouti	-0.3035	1.81%	38
Tailândia	-0.3007	1.79%	39
Jordânia	-0.2997	1.78%	39
Laos	-0.2992	1.78%	39
Turquia	-0.2988	1.77%	39
Camboja	-0.2972	1.76%	39
Indonésia	-0.2972	1.76%	39
Líbano	-0.2968	1.76%	39
Finlândia	-0.2960	1.76%	39
Vietnã	-0.2957	1.75%	40
Mauritus	-0.2924	1.73%	40
Macao	-0.2924	1.73%	40
Israel	-0.2897	1.71%	41
Etiópia	-0.2891	1.71%	41
Ciprus	-0.2887	1.70%	41
Malásia	-0.2872	1.69%	41
Brunei	-0.2871	1.69%	41
Filipinas	-0.2858	1.68%	41
Coréia do Sul	-0.2842	1.67%	41

Tabela C.1 – Resultados da taxa de convergência local e da meia-vida local para os países amostrados, em nível de significância de 5%

			(continuação)
Japão	-0.2794	1.64%	42
Romênia	-0.2779	1.63%	43
Bulgária	-0.2761	1.62%	43
Suécia	-0.2732	1.60%	43
Polônia	-0.2728	1.59%	44
Egito	-0.2722	1.59%	44
Noruega	-0.2705	1.58%	44
Austrália	-0.2697	1.57%	44
Papua Nova Guine	-0.2692	1.57%	44
Comores	-0.2686	1.56%	44
Hungria	-0.2685	1.56%	44
Madagascar	-0.2683	1.56%	44
Grécia	-0.2647	1.54%	45
Ilhas Salomão	-0.2645	1.54%	45
Quênia	-0.2645	1.54%	45
Albânia	-0.2633	1.53%	45
Vanuatu	-0.2619	1.52%	46
Ilhas Fiji	-0.2590	1.50%	46
Nova Zelândia	-0.2590	1.50%	46
Sudão	-0.2562	1.48%	47
Áustria	-0.2519	1.45%	48
Dinamarca	-0.2516	1.45%	48
Uganda	-0.2491	1.43%	48
Alemanha	-0.2483	1.43%	49
Tanzânia	-0.2483	1.43%	49
Itália	-0.2429	1.39%	50
Malta	-0.2409	1.38%	50
Malawi	-0.2398	1.37%	51
Ruanda	-0.2388	1.36%	51
Moçambique	-0.2378	1.36%	51
Líbia	-0.2374	1.36%	51
Burundi	-0.2373	1.35%	51
Suíça	-0.2359	1.35%	52
Holanda	-0.2336	1.33%	52
Luxemburgo	-0.2332	1.33%	52
Bélgica	-0.2287	1.30%	53
Chade	-0.2280	1.29%	54
África Central	-0.2229	1.26%	55
Tunísia	-0.2222	1.26%	55
Zâmbia	-0.2216	1.25%	55
Suazilândia	-0.2185	1.23%	56
Zimbábue	-0.2175	1.23%	57

Tabela C.1 – Resultados da taxa de convergência local e da meia-vida local para os países amostrados, em nível de significância de 5%

			(conclusão)
França	-0.2155	1.21%	57
República Democrática do Congo	-0.2131	1.20%	58
Inglaterra	-0.2107	1.18%	59
Lesoto	-0.2049	1.15%	60
Botsuana	-0.2016	1.13%	62
África do Sul	-0.1974	1.10%	63
Camarões	-0.1948	1.08%	64
Níger	-0.1948	1.08%	64
República do Congo	-0.1917	1.06%	65
Irlanda	-0.1899	1.05%	66
Angola	-0.1891	1.05%	66
Espanha	-0.1885	1.04%	66
Argélia	-0.1871	1.04%	67
Nigéria	-0.1830	1.01%	69
Namíbia	-0.1793	0.99%	70
Gabão	-0.1785	0.98%	71
Guiné Equatorial	-0.1781	0.98%	71
Islândia	-0.1680	0.92%	75
Portugal	-0.1661	0.91%	76
São Tomé e Príncipe	-0.1641	0.90%	77
Benin	-0.1594	0.87%	80
Marrocos	-0.1540	0.84%	83
Togo	-0.1498	0.81%	85
Burquina Fasso	-0.1460	0.79%	88
Mali	-0.1421	0.77%	90
Gana	-0.1394	0.75%	92
Costa do Marfim	-0.1180	0.63%	110
Mauritânia	-0.1075	0.57%	122
Guiné	-0.0925	0.49%	143
Libéria	-0.0894	0.47%	148

Fonte: o autor (2010).

Nota: Disposição da Tabela em ordem decrescente dos valores da velocidade de convergência local.