

Universidade Federal de Juiz de Fora  
Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada

Pablo Miranda Guimarães

**DOIS ENSAIOS SOBRE A QUESTÃO DA CONVERGÊNCIA DE RENDA NO  
BRASIL**

Juiz de Fora

2012

Pablo Miranda Guimarães

**DOIS ENSAIOS SOBRE A QUESTÃO DA CONVERGÊNCIA DE RENDA NO  
BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação 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  
2012

Guimarães, Pablo Miranda.

Dois ensaios sobre a questão da convergência de renda no Brasil /  
Pablo Miranda Guimarães. – 2012.

60 f.

Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)–Universidade Federal  
de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2012.

1. Economia. 2. Renda. I. Título.

CDU 33

Pablo Miranda Guimarães

**DOIS ENSAIOS SOBRE A QUESTÃO DA CONVERGÊNCIA DE RENDA NO  
BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação 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. Marcelo José Braga  
Universidade Federal de Viçosa

---

Prof. Dr. Wilson Correa Rotatori  
Universidade Federal de Juiz de Fora

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente agradeço a Deus e a meus Santos de devoção, por me darem forças para sempre caminhar e superar as dificuldades;

Aos meus pais por me acompanharem na árdua caminhada, dando o suporte, as palavras e o silêncio quando necessários;

Ao Grande Edu, por toda a paciência, suporte, dedicação, motivação e confiança;

As minhas irmãs, pela atenção e preocupação;

A Dani, pela paciência, compreensão e companheirismo;

Minha Tia-Mãe Ana Lúcia e meus “primãos” pelo carinho e apoio ao longo de todos esses anos;

Aos amigos pelos momentos de descontração e pela compreensão de que nem sempre a companhia era possível, mas que sempre ficavam na torcida pela vitória. Em especial à Ingrid, Deinha, Cenora, Gordo, Marim e Pe. Flávio;

Ao Nico e ao Danim pela amizade fraterna;

Aos funcionários e professores do PPGEA, que sempre me deram todo o suporte necessário, em especial ao Wilson e ao Simão, por me acompanharem durante o processo de desenvolvimento da Dissertação, buscando sempre enriquecê-la;

Aos companheiros de Mestrado, em especial à Ju, à Vivi e ao Hermes, pelas ajudas e companhias;

Aos colegas da Secretaria de Planejamento e Desenvolvimento Econômico da Prefeitura de Juiz de Fora;

Agradeço a todos que de forma direta ou indireta me auxiliaram na realização deste sonho.

*Dedico este trabalho  
ao meu vô Tatão*

## RESUMO

A análise do crescimento econômico regional e a sua dinâmica temporal-espacial exercem um papel fundamental na tomada de decisão de políticas públicas. O primeiro ensaio aborda a questão da sensibilidade dos valores do coeficiente  $\beta$  de convergência a diferentes escalas das unidades subnacionais no contexto do Problema da Unidade de Área Modificável (MAUP). Houve a constatação do problema de escala espacial tanto em termos de magnitude dos valores de  $\beta$  quanto em termos de níveis de significância estatística. O segundo ensaio adota a análise multinível espacial com o objetivo de constatar a influência das variáveis de infraestruturas econômicas na convergência de renda, bem como de averiguar se a questão do problema de escala espacial poderia ser solucionada. Os resultados obtidos mostraram que a infraestrutura rodoviária exerce influência na determinação da convergência de renda municipal. Todavia, a análise multinível espacial não foi capaz de solucionar a sensibilidade dos coeficientes  $\beta$  de convergência a modificações nas escalas espaciais.

## **ABSTRACT**

The analysis of regional economic growth and its spatio-temporal dynamics exert a key role on the decision-making of public policies. The first essay is aimed at analyzing the issue about the sensitivity of the values of beta to different scales of subnational units. The results reveal that there is a scale problem in the income convergence analysis both in terms of the coefficient values and in terms of statistical significance.

The second essay aims to adopt the spatial multilevel analysis to address the influence of economic infrastructure stocks on the income convergence, as well as to check if the scale problem is solved. The results showed that the road infrastructure has actually impact on the income convergence at the city level. Nevertheless the spatial multilevel analysis was not able to solve the sensitivity of the beta values to different spatial scales.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Páginas

Quadro 1: Resumo dos Trabalhos Empíricos sobre Convergência de Renda no Brasil.....	18
Quadro 2 Variáveis Analisadas para o Estudo de Convergência de Renda.....	24
Quadro 3 Variáveis para o Estudo da Taxa de Crescimento da Renda no Primeiro Nível Hierárquico.....	43
Quadro 4 - Variáveis do Segundo Nível Hierárquicos.....	45

## LISTA DE TABELAS

	páginas
Tabela 1 - Análise Descritiva dos Coeficientes $\beta$ .....	16
Tabela 2 - Análise descritiva das Variáveis referentes a cada Unidade Geográfica.....	25
Tabela 3 - Indicadores de Autocorrelação Espacial para Taxa de Crescimento da Renda.....	26
Tabela 4 - Diagnóstico das Regressões Para os Níveis Geográficos.....	27
Tabela 5 - Resultado da Estimação das Regressões sem Controle para a Autocorrelação Espacial.....	28
Tabela 6 - Resultado das Regressões de Convergência com Controle Espacial.....	30
Tabela 7 - Análise descritiva das Variáveis em Nível Municipal.....	44
Tabela 8 - Indicadores de Autocorrelação Espacial para a Taxa de Crescimento da Renda.....	44
Tabela 9 - Análise descritiva das Variáveis referentes aos Estados.....	45
Tabela 10 - Estimação do Modelo Nulo.....	46
Tabela 11 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda com Renda Inicial no Primeiro Nível.....	46
Tabela 12 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda com Renda Inicial Municipal e Infraestruturas Estadual.....	47
Tabela 13 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda com diversas variáveis Municipais e Infraestruturas Estadual.....	48
Tabela 14 - Modelo Hierárquico Espacial.....	49
Tabela 15 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda Microrregional/Mesorregional com renda inicial no Primeiro nível.....	50
Tabela 16 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda Microrregional/Mesorregional com Renda Inicial no Primeiro Nível e Infraestruturas no Segundo Nível.....	51
Tabela 17 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda Microrregional/Mesorregional com diversas variáveis no Primeiro Nível e Infraestruturas no Segundo Nível.....	51
Tabela 18 - Modelo Hierárquico Espacial SAR Microrregional.....	52
Tabela 19 - Análise dos $\beta$ .....	53

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO AOS ENSAIOS .....</b>	<b>12</b>
<b>2. A ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DE RENDA E PROBLEMA DA UNIDADE DE ÁREA MODIFICÁVEL .....</b>	<b>14</b>
2.1. Introdução .....	15
2.2. Estratégia Metodológica.....	23
2.3. Base de Dados.....	25
2.4. Resultados e Discussão.....	27
2.5. Considerações Finais.....	33
<b>3. CONVERGÊNCIA DE RENDA E INFRAESTRUTURA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM MULTINÍVEL ESPACIAL.....</b>	<b>34</b>
3.1. Introdução .....	35
3.2. Abordagem Multinível .....	37
3.2.1. Idéias Gerais .....	37
3.2.2. Modelo Hierárquico Linear .....	39
3.3. Base de Dados.....	44
3.3.1. Nível Municipal .....	44
3.3.2. Nível Estadual .....	45
3.4. Resultados e Discussão.....	46
3.5. Análise da Unidade de Área Modificável.....	51
3.6. Considerações Finais.....	55
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>57</b>

## 1. INTRODUÇÃO AOS ENSAIOS

Em 1956, Robert Solow em seu clássico trabalho, iniciou o estudo sobre crescimento econômico assumindo uma função neoclássica padrão com retornos decrescentes de capital, em que as regiões convergiam para um mesmo nível de produto *per capita*. O surgimento de novas demandas pela sociedade fez com que as formas pelas quais o crescimento econômico fosse encarado sofressem modificações, ampliando os determinantes do crescimento e diversificando os estudos sobre o tema. Esta evolução impactou nos estudos gerados sobre a temática de convergência de renda *per capita*, de modo que diversos avanços na literatura ocorreram desde os trabalhos de Baumol (1986) e Abramovitz (1986). Os desdobramentos que a temática é encontrada na literatura possui um destaque significativo quando analisado na esfera regional. Bishop, Formby e Thistle (1994) destacaram a importância da convergência e divergência da distribuição regional de renda e bem estar, porém somente no trabalho de Rey e Mountouri (1999) o destaque à questão da regionalidade na análise de convergência de renda foi trabalhada adotando metodologia econométrica espacial.

Segundo Monastério e Ávila (2004), os métodos econométrico-espaciais utilizados para análise de convergência de renda apresentam grandes potencialidades, capazes de proporcionar novas análises à questão. A adoção destas técnicas embora tenha sido lenta, foram gradativamente incorporadas na literatura (Rey, 2001).

De modo a verificar questões relacionadas à convergência de renda regional, o presente trabalho investiga a influência da questão da escala espacial na determinação do  $\beta$  de convergência da renda. Outro ponto do presente trabalho diz respeito ao impacto gerado por estoques de infraestrutura no coeficiente de convergência municipal de renda.

O primeiro ensaio tem como propósito analisar o Problema da Unidade de Área Modificável (Modifiable Areal Unit Problem, MAUP), destacando o efeito escala espacial. O referido problema faz alusões a questões envolvendo o problema da falácia ecológica (Snijders e Bosker, 1999; Jelinsky e Wu, 2002), bem como o problema de agregação macro-micro (Anselin, 1988). Arbia (2006) também destaca questões referentes ao uso de agregação geográfica (escalas espaciais). Para tanto, será adotada no primeiro ensaio a análise de convergência da renda municipal, microrregional, mesorregional e estadual, em que são estimados os coeficientes de convergência  $\beta$ . Posteriormente é verificada, em cada nível de agregação espacial, a presença de convergência da renda e realizado o controle da autocorrelação espacial, quando necessário. Ao fim dos procedimentos de estimação, os valores de  $\beta$  são analisados, observando o impacto da agregação espacial no valor do coeficiente.

O primeiro artigo tem por objetivo investigar a hipótese de convergência absoluta e condicional, adotando controle da autocorrelação espacial quando necessário. A variável dependente, a saber, pela renda inicial *per capita*, será o produto interno bruto pela população em cada nível geográfico em estudo.

No segundo ensaio, amparado em questões encontradas na literatura nacional e internacional, cuja indagação sobre a direção de causalidade entre a Infraestrutura e a Renda Agregada é destacada, o presente trabalho visa a analisar a convergência de renda sob uma nova ótica, em que estoques de infraestrutura, cujos dados são disponibilizados em nível estadual, condicionam a convergência municipal.

Neste ensaio serão adotados os modelos multiníveis, também conhecidos como modelos hierárquicos, uma abordagem que analisa informações em uma estrutura hierarquizada, em que os padrões de variabilidade estão aninhados em mais de um nível

hierárquico. A metodologia convencional dos modelos multiníveis é complementada por meio da incorporação da dependência espacial em sua modelagem.

Em vista disso, este estudo pode ser considerado inovador, à luz do reduzido número de estudos na literatura de modelos multiníveis que controlaram para a dependência espacial. Os estudos, em ambos os ensaios, analisam a questão da convergência de renda de 5507 municípios, 558 microrregiões, 137 mesorregiões e 27 unidades federativas, entre os anos de 1999 e 2005.

Dessa forma, esta dissertação propõe-se a testar a hipótese de convergência, absoluta e condicional, de modo a analisar o comportamento dos seus principais resultados, seja por meio de efeitos de escalas, seja pela modelagem hierárquica.

## 2. A ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DE RENDA E PROBLEMA DA UNIDADE DE ÁREA MODIFICÁVEL

**Resumo:** O valor do parâmetro  $\beta$  de convergência tem se mostrado sensível à hipótese de homogeneidade espacial, bem como à hipótese de sua aleatoriedade espacial na análise de convergência de renda. No entanto, a sensibilidade do valor de beta aos vários níveis de agregação geográfica não foi ainda investigada na literatura internacional. Essa sensibilidade é denominada de problema de escala dentro do contexto do Problema da Unidade de Área Modificável. Este trabalho tem por objetivo investigar tal sensibilidade. Para tanto, é adotada a mesma especificação do modelo de convergência de renda entre os anos de 1999 e 2005, modificando apenas os níveis de agregação geográfica. Os resultados indicam que os valores de  $\beta$  estimados em níveis geográficos mais agregados tendem a ter maior magnitude.

**Palavras-Chave:** convergência de renda, problema da unidade de área modificável, autocorrelação espacial.

**Abstract:** The value of the parameter of beta has been revealed sensitive both to the spatial homogeneity hypothesis and to the spatial randomness in the income convergence analysis. The sensitivity of the value of beta to different spatial scale has not yet been investigated in literature. In practice, this sensitivity is called scale problem within the context of the “modifiable areal unit problem”. This study is aimed at investigating this issue, keeping the same specification model of income convergence over the same period, altering only the spatial scales. The control for spatial autocorrelation is also verified. The main findings indicate the values of  $\beta$  estimated at more aggregate levels tend to have a larger magnitude.

**Key Words:** Income Convergence, Modifiable Areal Unit Problem, Spatial Autocorrelation

**JEL:** C21, O18, O47, R11

## 2.1. Introdução

A literatura de crescimento econômico passou por considerável desenvolvimento teórico desde o trabalho seminal de Solow em 1956. A análise de convergência- $\beta$  absoluta, proposta por Baumol (1986) e Abramovitz (1986), verifica se existe uma relação linear entre a taxa de crescimento e a renda inicial. Isso é uma consequência da solução do modelo original de crescimento neoclássico de Solow (1956). Nesse modelo, 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 isso, devem crescer mais rápido do que as regiões ricas, nas quais o estoque de capital é superior. Assim, uma correlação negativa entre o nível de renda inicial e a subsequente taxa de crescimento tem sido interpretada como o melhor critério para julgar a existência ou não de convergência absoluta.

Islam (2003) mostra a ligação existente entre o debate de crescimento econômico e a hipótese de convergência de renda. Essa hipótese tornou-se cada vez mais importante no debate na medida em que sua aceitação ou rejeição passou a ter implicações diretas na validação do modelo de crescimento neoclássico ou das novas teorias de crescimento econômico. Apesar da literatura sobre convergência não ter resolvido o debate a respeito do crescimento econômico de forma plena, ela tem sido fundamental para que tanto a vertente neoclássica, quanto a nova teoria de crescimento se desenvolvessem e se adaptassem à luz dos resultados encontrados.

No que diz respeito às características estruturais e das condições iniciais entre as regiões para a existência de convergência de renda, o modelo de Solow pressupõe homogeneidade e aleatoriedade espaciais. A hipótese da homogeneidade espacial afirma que todas as regiões tenham as mesmas características estruturais e condições iniciais. Por sua vez, a hipótese da aleatoriedade espacial pressupõe que as regiões não interagem entre si, fazendo com que as características e condições de uma região não dependam das características e condições de outras regiões.

O debate da convergência- $\beta$  de renda se desenvolve ao redor do valor do coeficiente da renda inicial. O valor desse coeficiente é muito sensível a essas duas hipóteses, fazendo com que testes empíricos não mostrassem convergência, pelo menos conforme propugnada pelo modelo de Solow<sup>1</sup>. O desenvolvimento da teoria de crescimento econômico e de seu teste empírico levou ao afastamento paulatino dessas duas hipóteses restritivas.

No que tange à hipótese de homogeneidade espacial, um avanço teórico no modelo de Solow foi proposto por Mankiw *et al* (MRW) (1992). Segundo os autores, a definição no modelo de Solow em relação à variável capital seria muito estreita, já que se considera apenas o capital físico. Para contornar tal deficiência, é proposta a inserção da variável capital humano, fazendo com que as diferenças nas rendas *per capita* de *steady-state* sejam dadas pelas diferenças nos níveis de capital físico, de capital humano e na taxa de crescimento populacional, desenvolvendo, assim, o chamado “modelo de Solow Ampliado”. Esse avanço teórico culminou na análise de convergência condicional (Barro e Sala-i-Martin, 1995).

Em contrapartida à hipótese de homogeneidade, 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

---

<sup>1</sup> Baumol (1986) detecta convergência de renda entre 16 países. Contudo, De Long (1988) mostra que os resultados encontrados por Baumol são espúrios, dada a existência de dois problemas: seleção de amostra e erros de medida. Como a base de dados foi construída com dados muito antigos, os países capazes de fornecê-los eram, em geral, os mais industrializados no início do período e os países que estavam crescendo rapidamente. O segundo problema identificado por DeLong foram os erros de medida na renda *per capita* real em 1870, que criaram um viés direcionando os resultados em favor da hipótese de convergência de renda entre os países da amostra.

para identificar múltiplos regimes de modo a obterem as divisões entre os grupos. Seus resultados sugerem que o modelo de Solow ampliado deve ser suplementado com uma teoria de funções de produção diferenciadas entre as economias. Nessa linha de investigação, Quah (1996 e 1997) e Chatterji e Derhurst (1996) desenvolveram o conceito de clubes de convergência. Ao se formarem clubes, um modelo de convergência- $\beta$  passa a indicar a presença de convergência global, quando, de fato, as regiões não estarão todas convergindo para o mesmo nível de renda, violando a hipótese da homogeneidade, mas cada clube de países converge para um específico *steady-state*.

Ainda no esforço teórico de relaxamento da hipótese de homogeneidade espacial, a literatura de crescimento econômico, às vezes, ressalta o papel das instituições, da tecnologia e das preferências na convergência de renda. Na análise de convergência, esses fatores são não-observados, específicos e invariantes durante o período de tempo da análise. No intento de controlá-los, Islam (1995) desenvolveu um modelo dinâmico de painel de dados na estimação de convergência de renda, incorporando as características não observadas das regiões, que são representadas pelas instituições, pela tecnologia e pelas preferências. Ao controlar para esses fatores não observados na análise de convergência, o valor de beta, em módulo, eleva-se substancialmente em comparação com o valor estimado em estudos em que tais fatores não são controlados.

Quanto à hipótese implícita de aleatoriedade espacial, o desenvolvimento da teoria de crescimento endógeno representou uma resposta aos limites da interpretação neoclássica, desconsiderando a pressuposição de retornos decrescentes e, ao contrário, admitindo retornos crescentes na função de produção para determinar a taxa de progresso tecnológico de maneira endógena (Romer, 1986, Lucas, 1988; Romer, 1990). Em grande parte, esses retornos crescentes dependem da interação entre as regiões. Por exemplo, o modelo de Romer (1986) prevê que a criação de um novo conhecimento implicaria em um efeito transbordamento e as outras empresas poderiam usufruir desta nova tecnologia. Como o crescimento econômico se observa através das regiões, esses transbordamentos ganham uma natureza espacial.<sup>2</sup>

Relaxando as duas hipóteses do modelo neoclássico de Solow, Ertur e Koch (2007) buscam estimar um modelo de Solow, aumentado espacialmente, com heterogeneidade nos parâmetros. Os autores estimam um modelo local que considera a heterogeneidade espacial, usando o método de estimação local espacial autorregressivo (SALE), desenvolvido por Pace e LeSage (2004).

Como se percebe na literatura, o valor do coeficiente beta, elemento fundamental no debate teórico e empírico da literatura de crescimento econômico e de convergência, é sensível às hipóteses subjacentes e implícitas dos modelos. Houve muito avanço na literatura teórica e empírica visando melhor identificar esse parâmetro. Contudo, ainda existem lacunas na literatura de crescimento. Não se investigou ainda a sensibilidade do beta às modificações da escala espacial, ou seja, não se verificou o comportamento do coeficiente  $\beta$  de acordo com o nível de agregação das unidades espaciais em que a análise de convergência é implementada.

O problema de se usar vários níveis de agregação geográfica (escalas espaciais) foi apontado por Arbia (2006). O autor alega que o resultado de qualquer análise de regressão baseada em dados espaciais depende, essencialmente, do nível de agregação geográfica escolhida e não pode simplesmente ser transferido de um nível de agregação para outro.

O problema de escala espacial, ou seja, a sensibilidade dos resultados ao nível de agregação geográfica dos dados faz parte do Problema da Unidade de Área Modificável (MAUP). Além do problema de escala, o MAUP é caracterizado pelo problema de

---

<sup>2</sup>Rey e Montouri (1999) e Fingleton (1999) incorporaram explicitamente os *spillovers* espaciais à questão da convergência de renda entre estados americanos e encontraram evidências da existência dos mesmos.



zoneamento, ou seja, os dados apresentam diferentes respostas de acordo com a forma de combiná-los em zonas.

Anselin (1988) trata a questão do MAUP, alegando que os níveis de agregação e a organização espacial, em zonas, afeta a magnitude de várias medidas associadas às unidades, os coeficientes de autocorrelação espacial e os parâmetros do modelo de regressão. O autor alega ser antiga essa questão, afirmando que, na econometria, o problema se caracteriza como sendo o problema de agregação micro-macro.

As análises iniciais de convergência começaram em nível de países. Porém, logo em seguida, a hipótese de convergência foi verificada em outras escalas espaciais subnacionais. Por exemplo, Barro e Sala-i-Martin (1992) testaram a hipótese de  $\beta$ -convergência absoluta em 110 países, entre 1960 e 1990, para países da OCDE, neste mesmo período; para 48 estados americanos, entre 1880 e 1990, para 47 prefeituras do Japão, entre 1955 e 1990 e para diferentes regiões da Europa, entre 1950 e 1990. Rey e Montouri (1999) testaram a convergência para estados americanos, ao passo que Fingleton (1999) e Canova e Mercet (1999) checaram a hipótese de convergência para regiões européias.

No Brasil, a hipótese de convergência- $\beta$  de renda foi muito investigada, usando vários níveis de agregação geográfica. O quadro 1 dá o panorama dos trabalhos de convergência de renda no Brasil e a sua diversidade de níveis de agregação geográfica adotados e os valores de beta.

Os principais resultados fornecem evidências de que, provavelmente existe um problema de escala na análise de renda no Brasil, de modo que o nível de agregação espacial influencia na questão da convergência de renda. Os valores de  $\beta$  estimados em níveis geográficos mais agregados tendem a ter maior magnitude. O controle dos efeitos não observados evidencia que tais efeitos exercem grande influência sobre a magnitude do valor de  $\beta$ , enquanto que o controle espacial provoca um pequeno impacto sobre a magnitude do  $\beta$ . Quando não se controla os efeitos não-observáveis, existe uma perda de significância quando se passa da escala municipal para outras escalas mais agregadas, fazendo com que o valor de  $\beta$  fique não significativo. Os resultados também mostram que o parâmetro espacial aumenta quanto à agregação espacial, os valores no nível estaduais são maiores do que o das microrregiões, que, por sua vez, são superiores ao dos municípios.

A tabela 1 mostra uma análise descritiva dos coeficientes  $\beta$  encontrados na literatura nacional, conforme exposto no Quadro 1, segundo as unidades espaciais subnacionais mais frequentemente adotadas. Observa-se que a convergência de renda é maior no nível municipal em termos das médias ou dos valores mínimos.

Tabela 1 - Análise Descritiva dos Coeficientes  $\beta$

	N	Média	Mediana	DP	Máximo	Mínimo
Estado	22	-0.0822	-0.0484	0.0890	0.0290	-0.2440
AMC	20	-0.2220	-0.0325	0.3490	-0.0012	-1.2990
Microrregiões	11	-0.1559	-0.0359	0.3811	0.0284	-1.3007
Municípios	17	-0.1599	0.0066	0.3515	0.0393	-1.0190

Fonte: Elaboração Própria

A tabela 1 expõe um comportamento bem diferenciado entre os valores de  $\beta$  obtidos na literatura, nas distintas unidades areais. As análises de convergência em nível estadual, microrregional e municipal possuem uma gama de trabalhos que não converge para um intervalo mais restrito, fato observado pela amplitude dos valores de  $\beta$ .

As análises estaduais apresentam um intervalo de estimativas de  $\beta$  mais restrito, sendo explicado pelo fato destes viabilizarem as análises de convergência para intervalos temporais

maiores, o que não é possível com outras unidades areais mais desagregadas, devido à falta de variáveis condicionais suficientes e à incompatibilidade de malhas, sobretudo municipais, apresentadas no Brasil ao longo do tempo. O fato de usar dados históricos restringe o número de variáveis para análises condicionais, estreitando a amplitude dos resultados.

O presente estudo apresenta uma análise de sensibilidade dos resultados da convergência de renda entre os níveis geográficos no Brasil, analisando o coeficiente  $\beta$  das diferentes unidades espaciais no país. Mantendo uma mesma especificação do modelo de convergência e o mesmo período de tempo da análise, será investigado o comportamento do coeficiente  $\beta$  nos níveis municipal, microrregional, mesorregional e estadual, avaliando se há a constatação do problema de escala. A questão a ser averiguada, então, é se o coeficiente que acompanha o PIB inicial, ou seja, o valor estimado do  $\beta$  é sensível à escala espacial em que os dados são agregados no Brasil. Essa análise será, em um primeiro momento, feita sem o controle para a autocorrelação espacial. Em um segundo momento, a análise da sensibilidade dos resultados da convergência de renda será feita, considerando a autocorrelação espacial, para tentar descobrir se, controlando para esse efeito, o problema de escala é mitigado.

Quadro 1 - Resumo dos Trabalhos Empíricos sobre Convergência de Renda no Brasil

Autor	Escala Espacial	Controle Espacial	N	Tipo de Dados	Período	Tipo de Convergência	$\beta$
Grolli et al. (2006)	Municípios do RS	Não	232	<i>Cross-Section</i>	1970-1980	Absoluta	0,0106
					1970-1990		0,0066
					1970-2001		0,0216
					1970-1980	Condicional	0,0274
					1970-1990		0,0114
					1970-2001		0,0185
Perobelli, Faria e Ferreira (2006)	Municípios de MG	Sim	853	Painel de Dados	1975-1996	Absoluta	0,013
					1997-2003		-0,0417
					1975-2003		N/S
Maranduba Jr. (2007)	Municípios de MG	Sim	853	Painel de Dados	1999-2004	Condicional	-0,6644
Barreto e Almeida (2008b)	Municípios do CE	Sim	184	Painel de Dados	1996-2003	Condicional	-0,9575
Vieira, Sonaglio e Carvalho (2008) <sup>3</sup>	Municípios da Amazônia Legal	Não	278	<i>Cross- Section</i>	1980-2005	Absoluta	0,0393
						Condicional	0,0105
Ribeiro (2010)	Municípios do Brasil	Sim	5507	Painel de Dados	1999-2005	Condicional	-0,1019
Silveira, Silva e Carvalho (2010)	Municípios da Região Norte	Não	449	Painel de Dados	1991-2000	Absoluta	-0,0301
						Condicional	-0,0389
Menezes e Azzoni (2000)	Regiões Metropolitanas	Não	9	Painel de Dados	1981-1996	Absoluta	-0,106
						Absoluta	-0,120
Monastério e Ávila (2004)	Áreas Estatisticamente Comparáveis do RS	Sim	58	Painel de Dados	1939-2001	Condicional	-0,009 <sup>4</sup>
							-0,012 <sup>5</sup>

<sup>3</sup> Analisaram somente as Microrregiões e os Municípios da Amazônia Legal dos estados de MT, TO e RO.

<sup>4</sup>  $\beta$  de convergência condicional à inclusão da Região de Campanha

<sup>5</sup>  $\beta$  de convergência condicional à exclusão da Região de Campanha

<b>Autor</b>	<b>Escala Espacial</b>	<b>Controle Espacial</b>	<b>N</b>	<b>Tipo de Dados</b>	<b>Período</b>	<b>Tipo de Convergência</b>	<b>B</b>
Vergolino (1996)	Microrregiões Nordesteiras	Não	127	Painel de Dados	1970-1993	Absoluta	-1,300
Silva et al. (2004)	Microrregiões de MG	Não	66	<i>Cross-Section</i>	1970-1991	Condicional	-0,057
					1991-2000	Absoluta	-0,026
Harfuch e Santos Filho (2005)	Microrregiões do PR	Não	39	<i>Cross-Section</i>	1970-2002	Absoluta	-0,0243
Vieira, Sonaglio e Carvalho (2008) <sup>6</sup>	Microrregiões da Amazônia Legal	Não	35	<i>Cross-Section</i>	1980-2005	Absoluta	0,0284
De Vreyer e Spielvogel (2005)	Áreas Mínimas Comparadas do Brasil	Não	3487	<i>Cross-Section</i>	1970-1996	Absoluta	-0,233
						Condicional	-0,565 <sup>7</sup>
							-0,635 <sup>8</sup>
		Sim					-0,581 <sup>9</sup>
							-0,681 <sup>10</sup>
Reis (2008)	Áreas Mínimas Comparadas do Brasil	Não	440	<i>Cross-Section</i>	1872-2000	Absoluta	-0,0046
					1872-1919		-0,0012
					1919-1949		-0,0058
					1949-1980		-0,013
					1980-2000		-0,002
	Áreas Mínimas Comparadas de MG	Não	49		1872-2000	Absoluta	-0,0071
					1872-1919		-0,0149
					1919-1949		-0,0122
					1949-1980		-0,022
					1980-2000		-0,036
Ribeiro (2010)	Áreas Mínimas Comparadas do Brasil	Sim	3659	Painel de Dados	1980-2007	Condicional	-1,299

<sup>6</sup> Analisaram somente as Microrregiões e os Municípios da Amazônia Legal dos estados de MT, TO e RO.

<sup>7</sup> Sem correção para Efeitos Fixos

<sup>8</sup> Com correção para Efeitos Fixos

<sup>9</sup> Modelo de Defasagem Espacial

<sup>10</sup> Modelo de Erro Espacial

Autor	Escala Espacial	Controle Espacial	N	Tipo de Dados	Período	Tipo de Convergência	$\beta$
Ferreira e Ellery Jr. (1996)	Estados Brasileiros	Não	23	<i>Cross-Section</i>	1970-1990	Absoluta	0,013 <sup>11</sup>
							0,029 <sup>12</sup>
							0,013 <sup>13</sup>
Azzoni et al. (2000)	Estados Brasileiros	Não	19	<i>Cross-Section</i>	1981-1996	Absoluta	-0,008
Nunes e Nunes (2005)	Estados Brasileiros	Não	20	Painel de Dados	1981-1996	Absoluta	-0,0009
Cravo e Soukiazis (2006)	Estados Brasileiros	Não	25	Painel de Dados	1980-2000	Absoluta	-0,0131 <sup>14</sup>
							-0,1724 <sup>15</sup>
							-0,1227 <sup>16</sup>
						Condiciona	-0,2218 <sup>17</sup>
							-0,2123 <sup>18</sup>
							-0,2144 <sup>19</sup>
							-0,1878 <sup>20</sup>
Abitante (2007)	Estados Brasileiros	Não	27	Painel de Dados	1995-2002	Condiciona	-0,0305
Barreto e Almeida (2008a)	Estados Brasileiros	Sim	27	Painel de Dados	1986-2005	Condiciona	-0,2440
Silveira Neto e Azzoni (2008)	Estados Brasileiros	Sim	27	<i>Cross-Section</i>	1995-2005	Condiciona	-0,038
Costa (2009)	Estados Brasileiros	Não	25	Painel de Dados	1970-2005	Absoluta	-0,0084
						Condiciona	-0,0162

<sup>11</sup>  $\beta$  de convergência da taxa de crescimento do produto *per capita* entre  $t_o$  e  $t_o+T$ .

<sup>12</sup>  $\beta$  de convergência da taxa de crescimento do produto *per capita* entre  $t_o$  e  $t_o+T$ , com a inserção de variável *Dummy* para cada região do país.

<sup>13</sup>  $\beta$  de convergência da taxa de crescimento do produto *per capita* entre  $t_o$  e  $t_o+T$ , com a inserção de variável *Dummy* para a região Norte.

<sup>14</sup>  $\beta$  de convergência referente à estimação por POLS

<sup>15</sup>  $\beta$  de convergência referente à estimação por Efeitos Fixos

<sup>16</sup>  $\beta$  de convergência referente à estimação por Efeitos Aleatórios

<sup>17</sup>  $\beta$  de convergência condicional à Taxa de Analfabetismo

<sup>18</sup>  $\beta$  de convergência condicional à Porcentagem de Jovens

<sup>19</sup>  $\beta$  de convergência condicional ao Número de Anos de Escolaridade

<sup>20</sup>  $\beta$  de convergência condicional à Produção Científica

<b>Autor</b>	<b>Escala Espacial</b>	<b>Controle Espacial</b>	<b>N</b>	<b>Tipo de Dados</b>	<b>Período</b>	<b>Tipo de Convergência</b>	<b><math>\beta</math></b>
Resende (2009)	Estados Brasileiros	Não	27	<i>Cross-Section</i>	1991-2000		-0.0706
	Municípios	Não	5507				-0.0608
		Sim					-0.0661
	Microrregiões	Não	559				-0.0416
		Sim					-0.0352
	Spatial Clusters	Não	91				-0.0677
Resende (2011)	Estados Brasileiros	Não	27	Painel de Dados	1970-2000	Condicional	-0.0487*
							-0.0931**
							-0.1135***
							-0.048****
	Mesorregiões	Não	134	Painel de Dados	1970-2000	Condicional	-0.0346*
							-0.0779**
							-0.1072***
							-0.0327****
	Microrregiões	Não	522	Painel de Dados	1970-2000	Condicional	-0.0305*
							-0.0851**
							-0.1084***
							-0.0348****
	Área Mínima Comparada	Não	3657	Painel de Dados	1970-2000	Condicional	-0.029*
							-0.1051**
							-0.125***
							-0.0681****

Fonte: Elaboração própria

\* Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários

\*\* Estimação por Efeitos Fixos

\*\*\* Estimação por Primeiras Diferenças

\*\*\*\* Estimação por Método dos Momentos Generalizados

## 2.2. Estratégia Metodológica

Esta seção mostra os modelos de convergência de renda que especificam a relação entre a renda inicial de uma unidade geográfica e sua variável dependente, a taxa de crescimento, em determinado período. É adotada a mesma especificação do modelo de convergência e usado o mesmo período de tempo em todas as regressões, modificando-se apenas os níveis de agregação geográfica (municipal, microrregional, mesorregional e estadual). O propósito de isolar as análises é verificar o efeito da sensibilidade dos resultados a alterações nas escalas espaciais.

A convergência de renda absoluta é estabelecida por meio da taxa de crescimento da renda, um termo constante, e a variável explicativa renda inicial acompanhada pelo  $\beta$  e o termo de erro  $\varepsilon$  (Baumol, 1986). O modelo de convergência de renda absoluta pode ser representado da seguinte forma:

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

em que a variável dependente é a taxa de crescimento da renda por trabalhador para a região  $i$  no período  $t$ ,  $\ln(Y_{i,t})$  é o nível inicial da renda por trabalhador para o país  $i$  e  $k$  é o número de anos posteriores ao período inicial.

Ao introduzir a análise condicional da renda, regiões cuja renda inicial é elevada podem apresentar taxas de crescimento mais elevadas e, por conta disso, caracterizar uma não-convergência absoluta de renda em decorrência do fato de que as regiões estão convergindo para os seus próprios *steady-states*, que, por sua vez, podem ser distintos entre si. Entretanto, caso haja uma semelhança entre as características, no longo prazo, haverá uma convergência de renda para um mesmo nível. O modelo de convergência de renda condicional assume a seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + X_{i,t}\gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

em que a única alteração da equação de convergência condicional para a absoluta é a incorporação da matriz de variáveis de controle para as características estruturais e condições iniciais ( $X_{i,t}$ ) e o vetor de coeficiente de tal matriz,  $\gamma$ .

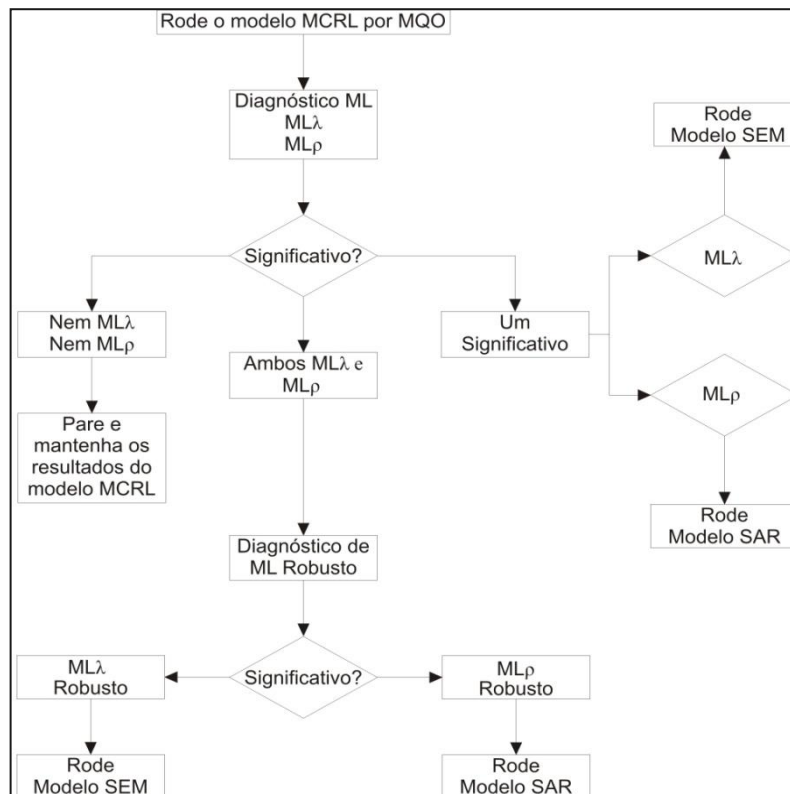
Visando contornar o problema de fatores não observados, característicos de cada região e invariante no período de análise, utilizar-se-á um painel de dados cujas variáveis estão em diferenças, conforme equação 3:

$$X_i = (X_{i,2005} - X_{i,2002}) - (X_{i,2002} - X_{i,1999}) \quad (3)$$

O trabalho analisará a presença de dependência espacial na estimação de convergência de renda, de forma global, para cada unidade espacial brasileira. O processo de análise da autocorrelação espacial é feito por intermédio da especificação, para cada nível de agregação, de uma matriz de ponderação espacial ( $W$ ) que busca estabelecer um determinado ordenamento espacial das interações provenientes da análise. Serão adotadas as matrizes de contiguidade e de distância geográfica, seguindo o procedimento de Baumont (2004) para a sua escolha.

Posteriormente, estimar-se-ão os modelos de convergência de renda com controle espacial adotando em cada unidade espacial o procedimento de especificação robusto, conforme descrito em Florax *et al.* (2002). O procedimento robusto consiste em estimar por Mínimos Quadrados Ordinários o modelo clássico de regressão linear. É averiguada a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial de acordo com uma defasagem espacial ou a um erro espacial autorregressivo por meio dos testes de Multiplicador de Lagrange do erro ( $ML_{\rho}$ ), e o de defasagem ( $ML_{\lambda}$ ). O procedimento de especificação robusto do modelo espacial é apresentado esquematicamente na Figura 1.

Figura 1 - Procedimento Robusto de Especificação de Modelos Espaciais



Fonte: Adaptado de Anselin (2005, p.199)

Após a realização de tal procedimento, a dependência espacial será tratada, seja pelo modelo autorregressivo do erro (SEM), seja o de defasagem espacial (SAR) de maneira a verificar se o problema de escala espacial foi mitigado.

Tais modelos podem ser especificados genericamente por intermédio da equação 4:

$$y = \rho Wy + \theta X + \lambda W\xi + \varepsilon \quad (4)$$

na qual  $X$  é uma matriz de variáveis explicativas exógenas,  $Wy$  denota um vetor  $n$  por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente,  $\rho$  representa o coeficiente autoregressivo espacial,  $\lambda$  simboliza o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem  $W\xi$  que, por sua vez é a média dos erros das regiões vizinhas. Por fim, o termo de erro  $\varepsilon$  segue uma distribuição normal de média zero e variância constante.

Para se obter o modelo de defasagem espacial, também chamado de modelo SAR, é preciso que os coeficientes espaciais assumam os seguintes valores:  $\rho \neq 0$  e  $\lambda = 0$ . Já para



que seja especificado o modelo autorregressivo do erro (modelo SEM), as restrições sobre os coeficientes espaciais são de que:  $\rho = 0$  e  $\lambda \neq 0$ .

### 2.3. Base de Dados

O presente trabalho utilizou todos os dados logaritmizados<sup>25</sup> de forma a captar a elasticidade entre as oito variáveis explicativas em relação à variável dependente para cada escala espacial, a saber, dos 5507 municípios<sup>26</sup>, 558 microrregiões, 138 mesorregiões e 27 unidades federativas do Brasil. O período de tempo da análise compreende os anos de 1999 a 2005.

Em todas as análises, a variável dependente será a taxa de crescimento do PIB *per capita*, sendo explicada pelo PIB *per capita* inicial, capital humano, despesas de capital, despesas correntes, carga tributária total, *gap* da produtividade, fundo de participação municipal e *royalties* do petróleo.

O quadro 2 mostra uma síntese explicativa das variáveis utilizadas no presente trabalho e suas principais características.

Todas as informações foram obtidas em nível municipal. Para os dados que não estavam disponibilizados pelas agências estatísticas brasileiras nos níveis mais agregados geograficamente, foi realizada uma agregação espacial<sup>27</sup>, usando o software ArcView GIS 3.2, a partir dos valores municipais.

Quadro 2 - Variáveis Analisadas para o Estudo de Convergência de Renda

Variável	Descrição	Sinal Esperado	Unidades de Medida	Fonte
<i>TX</i>	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i>		R\$ (mil)/População	IBGE
<i>PIB<sub>i,t-1</sub></i>	Renda <i>per capita</i> inicial	-	R\$ (mil)/População	IBGE
<i>CH<sub>i,t</sub></i>	Nível de Capital Humano <i>per capita</i> <sup>28</sup>	+	População com, no mínimo, o ensino médio completo/População	RAIS e IBGE
<i>CTT<sub>i,t</sub></i>	Carga Tributária Total <i>pelo PIB<sub>i,t</sub></i>	-	Valores pecuniários/Valores Pecuniários	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
<i>DCA<sub>i,t</sub></i>	Despesa de Capital <i>pelo PIB<sub>i,t</sub></i>	+	R\$ (mil)	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
<i>DCO<sub>i,t</sub></i>	Despesas Correntes <i>pelo PIB<sub>i,t</sub></i>	-	R\$ (mil)	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE

<sup>25</sup> Dado que certas unidades espaciais não apresentam valores variáveis, a questão da logaritmização fica comprometida. Para contornar tal problema, será adotado o procedimento explicitado em Wooldridge (p. 182, 2002), que consiste em usar  $\log(y+1)$ , interpretando as estimativas como se a variável fosse  $\log(y)$ , desde que os dados em  $y$  não sejam dominados por zeros, que não é o caso do estudo em questão.

<sup>26</sup> Malha Municipal de 1997.

<sup>27</sup> A agregação foi para os níveis Micro e Mesorregional para as variáveis CH, CTT, DCA, DCO, FPM e para as variáveis necessárias para ao cálculo do Gap. Para o nível estadual somente as variáveis CH e as do Gap foram agregadas a partir de informações municipais.

<sup>28</sup> A *Proxy* utilizadas para tal variável foi o logaritmo natural da razão entre o número de pessoas com, no mínimo, ensino médio completo que estão no mercado formal sobre a população estimada

$FPM_{i,t}$	Fundo de Participação Municipal <i>per capita</i>	+	R\$ (mil)/População	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
$FPE_{i,t}$	Fundo de Participação Estadual <i>per capita</i>	+	R\$ (mil)/População	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
$GAP_{i,t}$	Gap da Produtividade <sup>29</sup>		R\$ (mil)/Horas Trabalhadas	IBGE e RAIS
$ROY_{i,t}$	Volume de <i>Royalties</i> recebidos pelo $PIB_{i,t}$	-	R\$ (mil)	InfoRoyalties, a partir de dados da ANP e da FGV e IBGE

Fonte: Elaboração Própria

A tabela 2 expõe as estatísticas descritivas das variáveis com dados sobre a média, mediana, desvio padrão, mínimo e máximo, para todas as unidades espaciais no período em questão.

Tabela 2 - Análise Descritiva das Variáveis Referentes a cada Unidade Geográfica

<b>Municípios</b>	TX	PIB	CH	CTT	FPM	DCA	DCO	GAP	ROY
5507 observações									
Média	1.13	4.20	0.21	1.44	178.83	22.74	91.03	1.00	20.40
Mediana	1.08	3.20	0.02	1.41	145.18	12.93	78.39	1.00	0.00
Desvio-Padrão	0.35	4.58	2.15	1.33	192.57	32.81	84.23	0.02	894.35
Mínimo	0.13	0.73	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Máximo	13.03	132.74	97.60	10.82	2373.26	506.62	565.76	1.00	89044.71
<b>Microrregião</b>	TX	PIB	CH	CTT	FPM	DCA	DCO	GAP	ROY
558 observações									
Média	1.12	4.64	0.10	1.81	111.50	16.17	65.58	0.98	7.22
Mediana	1.08	4.11	0.02	1.77	105.14	11.74	58.72	0.99	0.00
Desvio-Padrão	0.23	3.22	0.39	1.08	68.01	15.04	38.49	0.07	57.31
Mínimo	0.59	0.93	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Máximo	3.97	26.21	6.18	8.91	429.74	125.40	265.85	1.00	1111.46
<b>Mesorregião</b>	TX	PIB	CH	CTT	FPM	DCA	DCO	GAP	ROY
137 Observações									
Média	1.11	5.14	0.08	2.02	98.36	14.55	57.26	0.94	6.01
Mediana	1.07	4.56	0.03	2.00	93.63	10.79	53.26	0.98	0.00
Desvio-Padrão	0.18	3.26	0.16	0.98	54.68	11.95	26.88	0.11	37.56
Mínimo	0.78	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Máximo	2.27	26.21	1.26	5.80	312.45	68.30	146.60	1.00	529.09
<b>Estado</b>	TX	PIB	CH	CTT	FPM	DCA	DCO	GAP	ROY
27 Observações									
Média	1.79	5.84	0.06	0.06	266.61	41.36	163.09	0.79	3.38
Mediana	1.69	4.91	0.05	0.06	154.17	31.01	142.20	0.85	0.00
Desvio-Padrão	0.52	3.95	0.04	0.04	334.79	36.41	65.33	0.23	13.48
Mínimo	1.15	1.46	0.01	0.01	3.73	7.79	83.08	0.00	0.00
Máximo	3.74	26.16	1.00	0.22	1492.81	149.07	397.43	1.00	85.85

Fonte: Elaboração Própria

<sup>29</sup> Variável de produtividade (PROD) é igual à razão “PIB industrial da região em relação ao total de horas trabalhadas na indústria”. O setor industrial foi escolhido por ser o centro irradiador de inovações no sistema econômico. O *gap* indica a distância entre a produtividade de cada unidade geográfica em relação à de maior produtividade.

Na tabela 2, cabe destacar que a taxa de crescimento média da renda dos municípios, micro e mesorregiões apresentam valores próximos, mas o crescimento para os estados apresenta uma taxa mais elevada.

Com as matrizes  $W$  de ponderações espaciais selecionadas, baseadas no procedimento de Baumont (2004)<sup>30</sup>, foram estimadas as estatísticas de autocorrelação espacial, a saber, o  $I$  de Moran e o  $c$  de Geary. Para os níveis municipal, microrregional e estadual, as matrizes que foram selecionadas para a estimação de tais estatísticas foram baseadas no conceito de  $k$  vizinhos mais próximos, sendo respectivamente,  $k = 1$ ,  $k = 3$  e  $k = 4$ . Para as mesorregiões a matriz selecionada foi a de contiguidade, convenção torre. A tabela 3 mostra as estatísticas de autocorrelação espacial para todas as unidades geográficas.

Tabela 3 - Indicadores de Autocorrelação Espacial para Taxa de Crescimento da Renda

Nível Geográfico	Indicador	Coefficiente	Média	Desvio-Padrão	Z-Valor	P-Valor
Município	$I$ de Moran	0,311	0,000	0,019	16,321	0,000
	$c$ de Geary	0,703	1,000	0,020	-14,328	0,000
Microrregião	$I$ de Moran	0,378	-0,002	0,034	11,023	0,000
	$c$ de Geary	0,606	1,000	0,036	-10,830	0,000
Mesorregião	$I$ de Moran	0,320	-0,007	0,055	5,926	0,000
	$c$ de Geary	0,690	1,000	0,059	-5,214	0,000
Estadual	$I$ de Moran	0,275	-0,038	0,124	2,516	0,011
	$c$ de Geary	0,851	1,000	0,128	-1,157	0,246

Fonte: Elaboração Própria

Ao observar a tabela 3, analisando os indicadores de autocorrelação espacial, pode-se rejeitar a hipótese de distribuição aleatória espacial das taxas de crescimento da renda nas unidades geográficas, exceto para os estados. Para tal unidade espacial, a estatística  $c$  de Geary não mostra concentração espacial. Para os municípios, micro e mesorregiões, os coeficientes foram altamente significativos, conforme observado em Resende (2009), indicando uma autocorrelação espacial positiva, evidenciando, assim, uma concentração espacial da taxa de crescimento da renda entre os anos de 1999 e 2005.

A maioria das estatísticas de autocorrelação  $I$  e  $c$  foram significativas no nível de 1%, com exceção da taxa de crescimento estadual em que o  $I$  de Moran foi significativo em 5%, ao passo que o  $c$  de Geary não se revelou estatisticamente significativo.

## 2.4. Resultados e Discussão

Inicialmente, todos os modelos de análise de convergência de renda de todas as unidades espaciais foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários<sup>31</sup>. Os testes de diagnósticos de tais estimações estão expostos na tabela 4.

Para que se avaliasse a autocorrelação espacial, foi realizado o teste global de  $I$  de Moran, que mostrou uma autocorrelação nos resíduos em toda a análise, exceto nas

<sup>30</sup>Para contornar possíveis arbitrariedades na escolha da matriz  $W$ , o procedimento de Baumont (2004) realiza um teste sobre os resíduos do modelo clássico de regressão linear. Tais resíduos são testados usando o  $I$  de Moran para um conjunto de matrizes  $W$ . A matriz selecionada é aquela que apresenta à maior autocorrelação espacial, estatisticamente significativa.

<sup>31</sup>De modo a capturar as oscilações conjunturais, foram realizadas as mesmas estimações, modificando a variável explicativa pela média das taxas de crescimento da renda. Porém, tal análise não encontrou evidências de convergência de renda.

abordagens estaduais controladas pelos efeitos não observados. Tal fato pode ser explicado, pela menor dependência espacial que um estado possui em relação aos outros quando são levados em consideração fatores constantes no tempo, que influenciam a taxa de crescimento da renda.

Os testes globais possibilitam analisar a questão da dependência espacial, mas não disponibilizam indicações que favoreçam a designação da forma assumida por tal dependência. Por causa disso, computam-se os testes específicos do tipo multiplicador de Lagrange (ML) para a defasagem e para o erro autorregressivo, juntamente com suas versões robustas. Estes testes fornecem indicação sobre qual modelagem espacial é a mais apropriada para o controle da autocorrelação espacial.

Na tabela 4, pode-se observar que no nível municipal, somente as estimações que controlaram para efeitos não-observáveis apresentaram uma indicação direta de qual a melhor modelagem espacial para o controle da autocorrelação. Os testes ML tanto para a convergência absoluta quanto para a convergência condicional indicam que o melhor modelo a ser estimado é o de erro espacial (SEM).

Para as regressões com dados em *cross-section*, não houve uma clara indicação para melhor modelagem que controle a dependência espacial. Por isso, foram estimados tanto o modelo SEM quanto o modelo SAR.

Tabela 4 - Diagnóstico das Regressões Para os Níveis Geográficos

<b>Municípios</b>		Normalidade	<i>I</i> de Moran	Autocorrelação Espacial
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Sim	Erro/Defasagem
	Cond.	Sim	Sim	Erro/Defasagem
Dados em Diferença	Abs.	Sim	Sim	Erro
	Cond.	Sim	Sim	Erro
<b>Microrregiões</b>		Normalidade	<i>I</i> de Moran	Autocorrelação Espacial
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Sim	Erro/Defasagem
	Cond.	Sim	Sim	Erro
Dados em Diferença	Abs.	Sim	Sim	Erro
	Cond.	Sim	Sim	Erro
<b>Mesorregiões</b>		Normalidade	<i>I</i> de Moran	Autocorrelação Espacial
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Sim	Erro/Defasagem
	Cond.	Sim	Sim	Erro/Defasagem
Dados em Diferença	Abs.	Sim	Sim	Erro
	Cond.	Não	Sim	Erro
<b>Estados</b>		Normalidade	<i>I</i> de Moran	Autocorrelação Espacial
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Sim	Defasagem
	Cond.	Não	Sim	Defasagem
Dados em Diferença	Abs.	Não	Não	Ausência
	Cond.	Não	Não	Ausência

Fonte: Elaboração Própria

A análise microrregional mostra que os resíduos seguem uma distribuição normal. De acordo com o teste de *I* de Moran, verificou-se a presença de autocorrelação espacial em

todas as análises de convergência de renda para as unidades subnacionais. Na análise de convergência absoluta de renda com dados em corte transversal, os testes foram ambíguos na indicação direta sobre o melhor modelo para se controlar a dependência espacial. Para todas as outras estimações de convergência, o modelo do erro espacial (SEM) foi indicado como o mais apropriado para o controle da autocorrelação espacial.

Para o nível mesorregional, somente na análise de convergência condicional de renda o teste de Jarque-Bera rejeitou a hipótese nula de normalidade nos termos de erro. Os testes de autocorrelação espacial indicaram que todos os modelos rejeitam a hipótese nula, evidenciando a presença de dependência espacial. Os multiplicadores de Lagrange da estimação condicional das regressões em corte transversal foram inconclusivos, não indicando o melhor modelo para controle da autocorrelação espacial, havendo assim a necessidade da estimação tanto do modelo de erro quanto o de defasagem de forma a poder diagnosticar qual o melhor modelo para o controle da dependência espacial. Com o controle dos efeitos fixos, o modelo de erro espacial (SEM) foi sempre o mais apropriado para o controle da autocorrelação espacial em ambos os tipos de convergências (absoluta e condicional).

Para a análise estadual, a presença da normalidade dos termos de erro só foi detectada na convergência absoluta com dados em *cross-section*. No que se refere à autocorrelação espacial, o teste de *I* de Moran revelou que somente as informações em corte transversal apresentaram rejeição da hipótese nula. Ademais, com o auxílio dos testes de Multiplicador de Lagrange, foi sugerido o modelo de defasagem espacial (SAR). Para as estimações com dados em diferença, não foram encontradas evidências de autocorrelação espacial tanto para a análise absoluta quanto condicional.

A tabela 5 reporta os resultados obtidos pelas regressões estimadas por MQO tanto para os modelos com dados em *cross-section* quanto para os modelos com dados em diferença. O destaque é dado para o valor do parâmetro  $\beta$  de cada modelo de convergência. Por conta disso, para a constante ( $\alpha$ ) e as outras variáveis explicativas serão expostos somente os sinais obtidos e suas significâncias estatísticas.

Tabela 5 - Estimação das Regressões sem Controle para a Autocorrelação Espacial

		Variável Dependente: $\ln(\text{PIB}_{2005}/\text{PIB}_{1999})$								
<b>Municípios</b>		$\alpha$	PIB <sub>1999</sub>	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY
<i>Cross-section</i>	Abs.	****	-0,0268***							
	Cond.	-	-0,0368***	-	**	**	+	+	+	+
Dados em	Abs.	****	-1,1377***							
	Diferença	****	-1,1281***	****	+	-	**	-	-	+
<b>Microrregiões</b>		$\alpha$	PIB <sub>1999</sub>	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY
<i>Cross-section</i>	Abs.	****	0,0066							
	Cond.	+	0,0338	*	****	**	+	+	-	+
Dados em	Abs.	****	-0,9842***							
	Diferença	****	-0,9665***	+	+	+	*	+	-	+

		<b>Mesorregiões</b>								
		$\alpha$	PIB <sub>1999</sub>	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY
<i>Cross-section</i>	Abs.	+*	-0,0197							
	Cond.	-	0,0434	-*	+	-	+	+	-	-
Dados em Diferença	Abs.	+***	-0,8272***							
	Cond.	+	-0,8135***	+	+	-	-	-	-	+

		<b>Estados</b>								
		$\alpha$	PIB <sub>1999</sub>	CTT	DCA	DCO	FPE	GAP	CH	ROY
<i>Cross-section</i>	Abs.	+***	0,0266							
	Cond.	-*	0,0785	+*	+	+	+	+	+	+
Dados em Diferença	Abs.	+***	-1,1014***							
	Cond.	+**	-1,3228***	-	-	-	-	-	+	+

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: \*\*\*: Indicação de significância a 0,1%;

\*\* : Indicação de significância a 1%;

\* : Indicação de significância a 5%.

Observando o valor estimado de  $\beta$  e sua significância estatística em cada regressão, encontra-se convergência em todas as estimações que controlam para efeitos fixos nas quatro escalas espaciais. Ao realizar a estimação com o painel de dados, em uma análise de convergência condicional, Ribeiro (2010) e Resende (2009) forneceram indicações de convergência de renda ao analisar a convergência de renda dos municípios do Brasil.

Os resultados encontrados nas regressões evidenciam que os valores de  $\beta$  obtidos pelas estimações com dados em diferença foram, em valores absolutos, maiores do que os coeficientes do PIB inicial contidos nas regressões com dados em corte transversal. Tais resultados indicam a presença de características não observadas das regiões (tecnologias, instituições, preferências), que influenciam na convergência de renda em todos os níveis geográficos, corroborando com os resultados obtidos na literatura.

Baseado nos resultados obtidos pela estimação por Mínimo Quadrados Ordinários foram realizadas as estimações, controlando para a dependência espacial, cujos resultados estão expostos na tabela 6.

Para o modelo de defasagem espacial (SAR), os instrumentos utilizados para a estimação foram às variáveis explicativas defasadas espacialmente. Na estimação do modelo de erro espacial (SEM), foi adotado o Método dos Momentos Generalizados de Kelejian e Prucha (1999), que prescinde da hipótese de normalidade nos resíduos.

No nível municipal, devido à indefinição de qual o modelo mais adequado pelo procedimento de especificação, foram estimados tanto o modelo SAR quanto o SEM. Após a análise dos resíduos pelo teste de  $I$  de Moran, o modelo SAR ainda apresentava autocorrelação espacial, diferentemente do modelo SEM que não rejeitou a hipótese nula de ausência de dependência espacial. Os valores de  $\beta$  do modelo de erro espacial tanto para a convergência absoluta quanto para a condicional foram -0,0352 e -0,0472, respectivamente. Os valores obtidos em nesta escala espacial são inferiores ao obtidos pela média dos  $\beta$  na literatura.

As estimativas de  $\beta$  nas regressões com os dados em diferença são menores do que os encontrados pelos dados em corte transversal, evidenciando a grande influência dos fatores não-observáveis na análise da convergência de renda entre os municípios.

Tabela 6 -Estimação das Regressões de Convergência com Controle Espacial

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB}_{2005}/\text{PIB}_{1999})$														
<b>Municípios</b>														
		Modelo	$\alpha$	$\text{PIB}_{1999}$	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY	$\lambda$	$\rho$	$\Delta$
<i>Cross-section</i>	Abs.	SEM	***	-0,0352***								0,1836***		-
	Cond.	SEM	-	-0,0472***	+	+	-**	***	***	+	+	0,1821***		-
Dados em Diferença	Abs.	SEM	***	-1,1468***								0,1788***		-
	Cond.	SEM	***	-1,1379***	***	***	+	-**	-	+	+	0,1745***		-
<b>Microrregiões</b>														
		Modelo	$\alpha$	$\text{PIB}_{1999}$	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY	$\lambda$	$\rho$	$\Delta$
<i>Cross-section</i>	Abs.	SEM	***	0.0013								0,4861***		-
	Cond.	SEM	+	0.0137	-	***	-*	+	+	+	+	0,4509***		-
Dados em Diferença	Abs.	SEM	***	-1,0352***								0,4442***		-0.1116
	Cond.	SEM	***	-1,0130***	+	-	+	-	+	-	+	0,4315***		-0.1249
<b>Mesorregiões</b>														
		Modelo	$\alpha$	$\text{PIB}_{1999}$	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY	$\lambda$	$\rho$	$\Delta$
<i>Cross-section</i>	Abs. <sup>32</sup>													-
	Cond.	SEM	-	0.0274	-	+	+	+	-	-	-	0,3657***		-
Dados em Diferença	Abs.	SEM	***	-0,8940***								0,4525***		-0.2528
	Cond.	SEM	+	-0,9026***	+	+	-	-	-	+	+	0,4731***		-0.2353
<b>Estados</b>														
		Modelo	$\alpha$	$\text{PIB}_{1999}$	CTT	DCA	DCO	FPE	GAP	CH	ROY	$\lambda$	$\rho$	$\Delta$
<i>Cross-section</i>	Abs.	SAR	+	0.0465									-1.3680	-
	Cond.	SAR	***	0.0108	***	***	***	-	+	***	-		0,6256***	-
Dados em Diferença	Abs.	MCRL	***	-1,1014***										-0.0454
	Cond.	MCRL	***	-1,3228***	-	-	-	-	-	+	+			0.1849

Fonte: Elaboração Própria

<sup>32</sup> Os modelos SAR e SEM não expurgaram a Dependência Espacial dos Resíduos.

Tanto para a estimação em *cross section* quanto nas estimações que controlam os efeitos não-observáveis, os valores do parâmetro  $\beta$  são menores do que os valores médios dos  $\beta$  obtidos na literatura nacional. Tal resultado revela uma maior velocidade de convergência.

Para a correção da autocorrelação espacial das microrregiões, após estimação dos modelos SAR e SEM, observou-se que o controle pelo erro espacial foi o mais apropriado. Contudo, para a análise dos modelos com dados em corte transversal, os valores de  $\beta$  não se revelaram significativos para nenhum dos dois tipos de convergência. Para dados em diferenças, ambos os valores estimados de  $\beta$  foram significativos em 0,1%, e assumindo magnitudes equivalentes a -1,035 e -1,013 para a convergência absoluta e condicional, respectivamente.

Nas estimações com controle para efeitos fixos, ao comparar os níveis municipais e microrregionais, os valores de  $\beta$  mostram uma convergência de renda menor nas microrregiões. Ao verificar os resultados das estimações das convergências condicionais, é possível observar diferenças entre as variáveis explicativas tanto em sua influência sobre a taxa de crescimento da renda quanto na sua significância estatística. Conforme exposto na tabela 1, a análise apresenta uma convergência maior do que a média dos  $\beta$  da literatura. Tal resultado aproxima-se do valor obtido no estudo de Ribeiro (2010), que utilizou dados em diferença.

Nas outras estimações, houve indicações estatísticas quanto ao modelo mais apropriado para controlar a autocorrelação espacial, sendo que para todos, o modelo de erro espacial foi o mais indicado.

Assim como para a escala microrregional, não houve evidências de convergência condicional mesorregional no modelo com dados em corte transversal. Os valores de  $\beta$  da estimação que controlam para efeitos não-observáveis mostraram altamente significativos, sendo que o coeficiente da convergência absoluta foi de -0,894 e o da condicional assumiu a magnitude de -0,9026, ambos inferiores tanto em relação às estimações municipais quanto microrregionais. Tais resultados evidenciam que quanto mais agregados os dados, menores são detectáveis as sinergias entre as unidades visando a uma maior convergência.

O comportamento dos resíduos dos modelos com dados em *cross-section* em nível estadual indicou dependência na forma de defasagem espacial. Embora tais estimações tenham sido apontadas, os valores de  $\beta$  não se revelaram significativos na análise absoluta nem na condicional.

No nível estadual, os resíduos das estimações com dados em diferenças não indicaram dependência espacial, logo a estimação por mínimos quadrados ordinários foi a mais apropriada para a análise de convergência de renda absoluta e condicional. Os valores de  $\beta$  para tais estimações foram significativos, sendo que o da convergência condicional foi o menor de todas as análises.

A última coluna da tabela 6,  $\Delta$ , indica a diferença entre os  $\beta$  estimados no nível municipal e os  $\beta$  estimados nos outros níveis, mais agregados. Observa-se que, excetuando o nível estadual, os coeficientes estimados para as regressões em nível microrregional e mesorregional mostram um aumento da diferença, afirmando que quanto maior for a agregação espacial, maior o impacto na convergência de renda. A explicação da dissonância dos coeficientes estaduais repousa no fato de seu caráter a-espacial, ou seja, não houve evidências de autocorrelação espacial em seus resíduos.



## 2.5. Considerações Finais

O presente trabalho teve por objetivo analisar a convergência de renda nos diversos níveis espaciais, destacando não somente a presença de convergência, como também averiguar o comportamento do coeficiente de convergência- $\beta$  nos diferentes níveis.

Os principais resultados obtidos estão em consonância com a literatura, ainda pouco extensa, no que se refere à análise de convergência de renda e o Problema da Unidade de Área Modificável. Assim como Resende (2009), o presente estudo reitera a provável presença do problema de escala no estudo da convergência de renda. Ambos os trabalhos destacam a ausência de dependência espacial no nível estadual, embora a autocorrelação tenha ocorrida em unidades mais desagregadas, como microrregiões e municípios.

Os valores absolutos de  $\beta$  elevam-se de acordo com o maior nível de desagregação espacial, evidenciando uma provável existência do problema de escala na análise de convergência de renda no Brasil. Quanto mais agregados são os níveis espaciais, menores são os coeficientes  $\beta$  em termos absolutos tanto na análise sem controle da autocorrelação espacial quanto na análise com controle da dependência.

A presença de efeitos não-observáveis também tem destaque no estudo, pois ao estimar os valores de  $\beta$  com os dados em diferenças, e comparar como os resultados em *cross section*, os coeficientes- $\beta$ , sofrem grande variação. Conclui-se, portanto, que os efeitos não-observados são essenciais para serem considerados na análise de convergência de renda para todos os níveis espaciais. Quando tais efeitos não são controlados, os valores estimados de  $\beta$  deixam de ser significativos quando as análises passam da abordagem nível municipal para níveis mais agregados.

Somente a estimação em diferenças da análise de convergência condicional estadual apresentou caráter  $\alpha$ -espacial. Para todos os outros níveis, houve a necessidade do controle para a autocorrelação espacial. Quando a autocorrelação espacial foi controlada, a magnitude do efeito de convergência de renda sofreu um incremento.

A provável constatação da presença do problema de escala é observada pela diferença na detecção de autocorrelação espacial pelas várias escalas espaciais de agregação, bem como por meio da magnitude dos  $\beta$  e de seus níveis de significância estatística. Outra provável explicação para a diferenciação dos valores dos coeficientes reside na variação no tamanho da amostra que saltou, de 27 para 5507 unidades geográficas. Convém ressaltar que não foi encontrado na literatura, entretanto, estudo que aborde o impacto nos estimadores, quando a regressão detém dados espacializados.

Uma eventual solução para o problema pode ser a adoção da metodologia de modelo multinível, no qual cada nível hierárquico possui sua própria modelagem. Essa metodologia possibilita a relação entre as variáveis que compõe dado nível, especificando com as variáveis de um nível geográfico exercem influência sobre outro. A metodologia em questão será utilizada no próximo ensaio, em que será investiga a influência de variáveis de infraestrutura sobre a convergência de renda dos municípios do Brasil.

### 3. CONVERGÊNCIA DE RENDA E INFRAESTRUTURA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM MULTINÍVEL ESPACIAL

**Resumo:** A relação entre infraestrutura e crescimento econômico tem sido amplamente investigada na literatura, mas as evidências empíricas encontradas revelam-se controversas. Este *paper* tem o objetivo de analisar empiricamente o impacto dos estoques de infraestrutura sobre a convergência de renda. Uma vez que as informações sobre estoques de infraestrutura são frequentemente disponíveis em um nível regional mais agregado, se a análise de convergência de renda for realizada num nível regional desagregado, isso pode envolver a omissão de variáveis relevantes. Para contornar este problema, é proposto um modelo multinível espacial com dois níveis geográficos, controlando para efeitos fixos e dependência espacial. Um modelo de convergência condicional é especificado no nível municipal, enquanto que alguns coeficientes do primeiro nível são especificados como sendo dependentes dos estoques de infraestrutura no nível estadual. Os resultados revelaram que o estoque de infraestrutura rodoviária é uma variável condicional relevante na equação de convergência. Mais importante, o controle para efeitos fixos e autocorrelação espacial têm grande influência sobre o valor estimado do beta. Com base nesta estimativa de beta, é possível ressaltar a existência de uma superestimação deste parâmetro da convergência na literatura brasileira sobre este tópico de pesquisa.

**Palavras-Chaves:** convergência de renda, infraestrutura, dependência espacial, análise multinível espacial

**Abstract:** The relation between infrastructure and economic growth has been largely investigated in the literature, but its empirical evidence found has revealed controversial. This paper is aimed at analyzing empirically the impact of infrastructure stocks on the income convergence. As information about infrastructures stocks are frequently available at an aggregated regional level, if an income convergence analysis is implemented at a disaggregated regional level, it may involve the omission of relevant variables. To circumvent this problem, we propose a spatial multilevel model with two geographical levels, controlling for fixed effects and spatial dependence. A model of conditional convergence is specified at the municipality level, whereas some first level coefficients are specified as being dependent on infrastructure stocks at the state level. The results revealed that road infrastructure stock is a relevant conditional variable in the convergence equation. More importantly, the control for fixed effects and spatial autocorrelation influences largely the estimated value of the beta. Based on our estimate of the beta, it is possible to point out the existence of a superestimation of this convergence parameter in the Brazilian literature on this research topic.

**Key words:** income convergence, infrastructure, spatial dependence, spatial multilevel analysis.

**JEL:** O47, C21

### 3.1. Introdução

A literatura internacional teve sua atenção despertada para o papel da infraestrutura no desempenho da economia com a crise da produtividade americana nos anos 70 e 80.<sup>33</sup> A explicação de alguns autores para tal colapso repousou sobre o decréscimo das despesas com infraestrutura (Aschauer, 1989; Munnell, 1992; Prud'homme, 1996). Em decorrência disso, surgiu a hipótese de que a infraestrutura e o desempenho econômico guardavam uma relação direta. A polêmica girou, contudo, eminentemente em torno da apresentação de evidências empíricas.<sup>34</sup>

É esperado que o estoque de infraestrutura exerça influência no desempenho econômico sob diversas formas. Em primeiro lugar, a existência de estoque reduz o custo dos insumos intermediários, assim, decrescendo o custo de produção e, tendendo a elevar a renda local (Krugman, 1991). Em segundo lugar, a adequada provisão de infraestrutura aumenta a produtividade do trabalho, eleva suas respectivas ofertas, e, conseqüentemente, criam condições potenciais para o aumento da produção (Fourier, 2006). Terceiro, a infraestrutura minimiza custos de transação ao possibilitar melhores acessos a produtos e tecnologias (Banco Mundial, 2006). Quarto, a importância do capital público em geral, e, mais especificamente, a dotação de infraestrutura, ocorre devido à geração de significativas externalidades positivas, sobretudo na produtividade (Martin, 2001). A justificativa para a provisão pelo governo da infraestrutura se dá mais por esse último motivo do que por ser um bem público, pois, rigorosamente, não se caracteriza por sê-lo<sup>35</sup>. Por fim, Carmignani (2003) destaca que a provisão de infraestrutura promove o aumento da conectividade física, desenvolvendo mercados regionais e fortalecendo fluxos informacionais através das fronteiras.

Porém, nem sempre as externalidades geradas pelas infraestruturas serão positivas, podendo gerar impactos negativos sobre o patrimônio, sobretudo quando geram alterações nas riquezas, podendo em certas situações ampliar a desigualdade de renda. No curto prazo, um aumento no estoque de capital público em infraestrutura pode ter um efeito adverso na atividade econômica, na medida em que haja um deslocamento dos investimentos privados. Este efeito pode traduzir-se em um efeito negativo sobre o crescimento se a queda na formação de capital privado perdurar no longo prazo (Agénor e Moreno-Dodson, 2006).

Na literatura, observam-se trabalhos que destacam a relação entre a infraestrutura e a convergência de renda. Nagaraj, Varoudakis e Véganzonès (1998) destacam a importância das diferenças de infraestrutura física, social e econômica, bem como a diferença na estrutura de produção do país. Os autores evidenciam limitações da competitividade em certas regiões devido à falta de infraestrutura, explicando grande parte do hiato do produto em relação ao *steady-state*. Por fim, destacam que uma eficácia do investimento público e as perspectivas de crescimento poderiam ser melhoradas por meio da concentração de esforços de investimento em infraestrutura física, que aparenta exercer um significativo impacto sobre o crescimento (energia elétrica, irrigação e estradas). Silva e Fortunato (2007) também alegam que a inexistência de uma infraestrutura mínima em regiões menos desenvolvidas acaba por comprometer o potencial de crescimento.

---

<sup>33</sup> Kessides (1996, p. 213) define infraestrutura como “(...) *the long-lived engineered structures, equipment, and facilities, and the services they provide, that are used both in economic production and by households*”.

<sup>34</sup> Outros autores descobriram evidências que mostravam que a influência da infraestrutura na produção é nula do ponto de vista estatístico (Holtz-Eakin, 1994; Kelejian e Robinson, 1997).

<sup>35</sup> Praticamente todos os tipos de infraestrutura podem ser providos pela iniciativa privada.

A distribuição de atividades complementares à produção, como telecomunicações e infraestrutura de transporte, pode conduzir ao desenvolvimento concentrado em certas regiões (Venables, 2001). Martin e Rogers (1995) afirmam que há uma relação causal entre a concentração industrial e a infraestrutura. Dall'Erba e Le Gallo (2003) expandem a análise ao alegarem que a maioria das infraestruturas de transporte induzem a efeitos de realocação da indústria, mas seus impactos no desenvolvimento regional ainda não estão bem definidos, uma vez que certamente precisam ser analisados à luz dos efeitos de transbordamentos espaciais gerados. Matteo (2008) também destaca a dependência da industrialização em relação à concentração espacial de infraestrutura e de atividades econômicas, incorrendo, assim, em uma relação de causalidade mútua, ou seja, as atividades econômicas promovem a indústria que, por sua vez, fomenta estas e outras atividades.

No Brasil, estudos acerca da influência da infraestrutura também ganham notoriedade ao considerarem no auxílio ao desenvolvimento econômico, reduzindo por conseguinte as desigualdades regionais no Brasil (Azzoni *et al.* 2000; Haddad, 2004, De Negri e Salerno, 2005).

Ferreira e Malliagos (1998) alertam que os setores de energia elétrica e de transportes, mediante uma análise da elasticidade-renda, exercem uma grande influência no PIB. Alguns estudos empíricos revelam que existe uma razão positiva entre gastos estaduais com investimento e o PIB estadual, afetando diretamente a atividade econômica (Abitante, 2007). Almeida (2003) e Almeida *et al.* (2010) também discutem a relação entre transporte e equidade regional em Minas Gerais, investigando que melhorias na infraestrutura de transporte de regiões pobres promovem uma insignificante equidade regional, mas, quando ocorre melhorias em regiões ricas, observa-se um considerável aumento da desigualdade de renda regional. Outro estudo estadual que mostra a relação da infraestrutura com a renda é o de Barreto e Almeida (2009), que constatam empiricamente convergência de renda dos municípios do Ceará, influenciada por variáveis de infraestrutura.

Até onde se sabe, a literatura apresenta poucos trabalhos de convergência de renda usando modelos hierárquicos, mesmo em nível internacional. Existem dois trabalhos abrangendo esse enfoque. Fazio e Piacentino (2011) afirmam haver uma preocupação na literatura por trabalhos que têm como foco a convergência de renda em seu aspecto mais agregado. Contudo, alegam que como a análise macro é subjacente às questões micro, a convergência deveria ser analisada dentro de uma ótica mais desagregada. Ao adotarem a metodologia hierárquica, os autores obtiveram os parâmetros de convergência nos níveis micro e macro regional e concluíram, por meio de uma análise das províncias italianas, que há convergência da produtividade no trabalho em níveis mais desagregados, mas tal resultado não se repete nas macrorregiões.

Diferentemente de Fazio e Piacentino, que analisaram a questão da convergência em seu aspecto mais amplo, Chasco e Lopéz (2009) estudaram o papel da descentralização regional no crescimento da renda, dado que cada unidade geográfica apresenta peculiaridades quanto à promoção de medidas descentralizadoras de inovação e crescimento econômico. A análise feita para a Europa ocorre pela estimação do coeficiente de convergência  $\beta$  tanto em nível de país quanto em nível mais regionalizado (NUTS 2). Os resultados obtidos mostram que uma descentralização da União Européia não garante maiores taxas de crescimento da renda.

Dentro desse contexto, este trabalho visa a utilizar a metodologia de análise multinível espacial para responder à seguinte pergunta: as infraestruturas de transporte e

de energia elétrica exercem influência na convergência de renda do municípios do Brasil?

Além de considerações teóricas, outra justificativa metodológica da adoção da modelagem multinível para abordar a convergência de renda no Brasil ocorre devido à dificuldade de obtenção de dados de infraestrutura em nível municipal. Frequentemente, as decisões de investimento em infraestrutura são tomadas na esfera do governo federal ou dos governos estaduais, em virtude disso, os dados são disponibilizados em nível estadual. Uma alternativa seria fazer a análise de convergência de renda apenas em nível estadual, o problema com essa alternativa reside no fato das estimativas da equação de convergência poder ser enganosas devido ao problema de escala<sup>36</sup>

Outra alternativa seria realizar a análise de convergência de renda apenas em nível municipal. Todavia, como muitas informações sobre infraestrutura estão disponíveis em nível estadual, o pesquisador corre o risco de omitir variáveis de infraestrutura relevantes para análise, gerando viés e inconsistência ao estimador.

Levando-se em conta esse fato, a abordagem multinível se justifica ao tentar compatibilizar essa estrutura hierárquica dos dados necessários para a realização da análise de convergência de renda condicional, incluindo como um importante condicionante a infraestrutura. A estratégia empreendida aqui, portanto, envolve trabalhar com a especificação do modelo de convergência no primeiro nível municipal, O estoque de infraestrutura, definido no segundo nível, exercerá influência direta no intercepto da equação de convergência no primeiro nível, variando também, por sua vez os outros coeficientes. O que se procura saber é se o estoque de infraestrutura exerce uma influência direta sobre o intercepto da taxa de crescimento da renda, e por conseguinte, no valor do  $\beta$  de convergência.

Ademais, os modelos multiníveis controlam para heterogeneidade espacial manifestada nos coeficientes, tanto de intercepto quanto de inclinação. Este trabalho propõe uma extensão da modelagem multinível para tratar o problema da dependência espacial que eventualmente possa surgir.

Além desta introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma. Na próxima seção, é exposta a metodologia. Na terceira seção, é descrito o banco de dados da pesquisa nos dois níveis hierárquicos adotados: o nível municipal e o nível estadual. Na quarta seção, são apresentados e discutidos os resultados da estimação. A derradeira seção procura recuperar as conclusões de relevo do trabalho.

## **3.2. Abordagem Multinível**

### **3.2.1. Ideias Gerais**

A pesquisa social diz respeito à investigação de problemas que são relacionados a indivíduos e sociedade. O conceito geral de interações individuais com contextos sociais significa que grupos sociais exercem influência sobre indivíduos, e, por sua vez, são influenciados por seus integrantes individuais (HOX, 2002). De acordo com Raudenbush e Brick (2002), isso se caracteriza na forma de uma hierarquização de dados<sup>37</sup>, em que sistemas podem ser estruturados sob diversos níveis com diferentes variáveis explicativas definidas em cada nível hierárquico.

---

<sup>36</sup> O problema de escala e a convergência de renda foram alvo de investigação no primeiro ensaio.

<sup>37</sup> Por exemplo, no estudo de um fenômeno, pode haver dados e variáveis no nível individual e dados e variáveis no nível de grupos sociais.

Para que se possam analisar as questões abordadas pelo método, é preciso definir o conceito “nível”, dada sua importância dentro da análise. O conceito de nível remete a uma relação hierárquica entre coisas. Miller (1978) *apud* Rousseau (1985), descreve os níveis em termos de uma hierarquia de sistemas que o universo contém (por exemplo, organizações, grupos, organismos, sociedades, sistemas supranacional etc). A presença de hierarquia implica em um ordenamento de complexidade de sistemas, evidenciando a existência de níveis avançados ou superiores, como também níveis inferiores, sistemas menos complexos.

Na abordagem multinível, cada nível hierárquico possui sua própria modelagem, podendo ser denominado também como submodelos. Estes submodelos expressam as relações entre as variáveis que compõe dado nível, e especifica como variáveis em um nível exercem influência sobre os resultados do outro nível.

As aplicações desta modelagem atendem a três fins de pesquisa: a) a melhor estimação de efeitos dentro de unidades individuais; b) a formulação e o teste de hipóteses sobre efeitos de nível cruzado (*cross-level*); c) e o particionamento de variância e componentes de covariância entre os níveis (Raundenbush e Bryck, 2002).

Modelos multiníveis são projetados para analisarem variáveis de diferentes níveis simultaneamente, usando um modelo estatístico que inclui as diversas relações entre elas. Analisando as variáveis em níveis separados e isolados acaba-se por criar dois diferentes problemas. O primeiro é de ordem estatística, pois se os dados são agregados, os resultados se diferenciam com respeito às subunidades compiladas. Informações são desperdiçadas, e a análise estatística perde poder. Se os dados são desagregados, os resultados mostram pequenos valores a partir de um elevado número de subunidades.

Outro conjunto de problema encontrado é de ordem conceitual. Se a análise não é muito cuidadosa na interpretação dos resultados, ela acaba por cometer a falácia do nível errado, que consiste em analisar resultados obtidos de dados em um nível, e tirar conclusões a partir de outro nível (Arbia, 2006). Provavelmente, a falácia do nível errado mais conhecida é a falácia ecológica, ou seja, interpretar os dados agregados em nível individual. Outro problema que pode vir a ocorrer consiste na falácia atomística, que infere conclusões de níveis mais elevados a partir de resultados obtidos em níveis inferiores.

A modelagem hierárquica possui três componentes constituintes: aninhamento de coeficientes, termos interativos com variáveis de diferentes níveis hierárquicos e variáveis de contexto. O primeiro componente refere-se à possibilidade de os coeficientes de um nível hierárquico inferior ser explicados por variáveis explicativas de um nível hierárquico superior por meio de uma regressão. Tal abordagem, porém, não é exclusiva da modelagem hierárquica, podendo ser encontrada no modelo de expansão espacial de Casseti (1972), no qual os coeficientes da regressão variam continuamente. Ademais, a modelagem de coeficientes aleatórios de Swamy (1970) é considerada como uma espécie de meio termo entre a modelagem clássica e a abordagem hierárquica.

Bickel (2007) ressalta que a distinção da análise multinível em relação às modelagens de Casseti (1972) e Swamy (1970) reside na introdução de variáveis de contexto e de variáveis de nível cruzado. As variáveis de contexto são variáveis independentes inseridas em um segundo nível de forma a explicar a variação dos coeficientes do primeiro.

A metodologia multinível incorpora em sua análise, pelo menos, dois níveis hierárquicos. Um nível está relacionado ao comportamento mais desagregado, normalmente individual. O outro nível se refere ao nível de contexto, podendo ser um grupo (classes, escolas, hospitais, etc) ou uma região geográfica. Neste ensaio, o

interesse recai sobre o caso especial em que ambos os níveis hierárquicos sob análise serem de contexto geográfico, sendo que o primeiro nível envolve regiões definidas mais desagregadamente do que as regiões do segundo nível.

Para que haja a estimação dos modelos hierárquicos, há a necessidade de se estimar três conjuntos de parâmetros de todos os submodelos constituintes da abordagem multinível: os componentes fixos, os componentes aleatórios e os componentes de variância-covariância. Raundebush e Bryk (2002) alegam que a estimação de cada um desses componentes está condicionada à estimação dos outros.

### 3.2.2. Modelo Hierárquico Linear

A análise hierárquica linear é uma regressão apropriada para a análise de dados estruturados em vários níveis. Snijders e Bosker (1999) afirmam que a abordagem hierárquica, por apresentar um termo de erro para cada nível, a torna diferente do modelo de regressão múltipla usual.

O modelo hierárquico mais simples é o que não apresenta componentes aleatórios, isto é, não existem variáveis independentes no segundo nível para explicar coeficientes especificados no primeiro nível. A variável dependente  $Y_{ij}$  pode ser expressa como o somatório de uma parte sistemática, a combinação linear das variáveis explicativas e um termo de erro aleatório:

$$Y_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i}X_{ij} + e_{ij} \quad (5)$$

no qual  $i$  identifica os componentes do primeiro grupo,  $j$  identifica os componentes do segundo grupo,  $\beta_{0i}$  é o intercepto,  $\beta_{1i}$  é o coeficiente da variável explicativa,  $X_{ij}$  é a matriz de variáveis explicativas e  $e_{ij}$  é o resíduo.

Em análise comparativa com o modelo clássico de regressão linear, estimado por mínimos quadrados ordinários, a regressão multinível adota em cada unidade do segundo nível um intercepto ( $\beta_{0i}$ ) diferente, podendo conter também diferentes coeficientes de inclinação ( $\beta_{1i}$ ) (HOX, 2002). Quando o intercepto e os coeficientes de inclinação variam entre as unidades do segundo nível, estes são denominados componentes aleatórios.

A incorporação de variáveis explicativas no nível mais agregado leva à variação dos coeficientes de regressão  $\beta_{0j}$  e  $\beta_{1j}$ .

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} \quad (6)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_j + u_{1j} \quad (7)$$

em que  $\beta_{0j}$  seria o valor médio da variável dependente no segundo nível, dadas as variáveis explicativas deste nível,  $Z$ . Os elementos  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  são termos de erro aleatórios do segundo nível e assume-se que eles têm média zero e são independentes do termo de erro do primeiro nível ( $e_{ij}$ ).

Os termos de erros do segundo nível  $u_{0j}$  e  $u_{1j}$  possuem respectivamente  $\sigma_{u0}^2$  e  $\sigma_{u1}^2$  como variâncias. A covariância entre os termos de erros é assumida como diferente de zero e igual  $\sigma_{u01}$ .

Os termos  $\gamma$  são denominados componentes fixos por não variarem entre as unidades do segundo nível (HOX, 2002). Substituindo as equações (6) e (7) na equação (5), tem-se:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{11}X_{ij}Z_j + u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + e_{ij} \quad (8)$$

A modelagem multinível pode ser também utilizada de maneira a estimar correlações intraclasse. Para este procedimento, faz-se necessário estimar um modelo nulo:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + e_{ij} \quad (9)$$

$$\beta_{0j} = \mu_{00} + u_{0j} \quad (10)$$

em que  $u_{0j}$  é o componente aleatório correspondente ao nível 2, e  $\mu_{00}$  é a média do resultado para todos do primeiro nível.

Substituindo a equação 9 em 10, tem-se:

$$Y_{ij} = \mu_{00} + u_{0j} + e_{ij} \quad (11)$$

Tal modelagem não explica a variância de  $Y$ , apenas decompõe a variância entre dois componentes independentes: a variância do erro do primeiro nível,  $\sigma_e^2$ , e a variância do erro do segundo nível  $\sigma_{u_0}^2$  (RAUNBENBUSH E BRYK, 2002)

O cômputo do coeficiente de correlação intraclasse ( $r$ ) é igual:

$$r = \frac{\sigma_{u_0}^2}{(\sigma_{u_0}^2 + \sigma_e^2)} \quad (12)$$

O coeficiente  $r$  é a proporção da variância no segundo nível comparada com a variância total. Este coeficiente pode ser interpretado como a correlação esperada entre as duas unidades selecionadas aleatoriamente no mesmo grupo, ou seja, indica a variabilidade dos dados no segundo nível referentes ao grupo.

### 3.2.3. Modelagem Hierárquica Espacial para a Convergência de Renda

A análise econométrico-espacial específica, estima, testa e prevê modelos teóricos, influenciados por efeitos espaciais. O controle da dependência espacial das variáveis no modelo hierárquico possibilita a obtenção de estimativas mais consistentes e eficientes.

No primeiro nível, considera-se o seguinte modelo:

$$TX_{ij} = \alpha_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (13)$$

no qual  $TX$  é a taxa de crescimento do PIB per capita no período considerado para o município  $i$  do estado  $j$ ;  $\alpha_{0j}$  é o intercepto e  $\varepsilon_{ij}$  é o termo de erro

Para que se possa explicar a variação do intercepto e/ou da inclinação no primeiro nível hierárquico, inserem-se variáveis independentes de contexto no segundo nível:

$$\alpha_{0j} = \mu_{00} + \mu_{01}R_j + v_{0j} \quad (14)$$



Sendo  $\mu_{00}$  a média de todas as regiões do primeiro nível (também denominada de grande média);  $R_j$  variáveis independentes no segundo nível e;  $v_{0j}$  é o termo aleatório. Se o segundo nível dos dados de grupo referir-se a regiões geográficas, a dependência espacial é expressa da seguinte forma:

$$\alpha_{0j} = \mu_{00} + \mu_{01}R_j + \mu_{02}WR_j + v_{0j} \quad (15)$$

sendo  $W^{38}$  o operador de defasagem espacial e  $WR_j$  é a variável que representa a média dos valores da variável  $R$  nas regiões vizinhas à região  $j$ . Substituindo (15) em (13), tem-se que:

$$TX_{ij} = \mu_{00} + \mu_{01}R_j + \mu_{02}WR_j + v_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (16)$$

Na equação 16, é possível incorporar a dependência espacial na forma da variável defasada espacialmente ( $WR_j$ ), que representa um transbordamento localizado.

Quando são inseridas variáveis independentes no primeiro nível, tem como modelo de convergência de renda no primeiro nível<sup>39</sup>:

$$TX_{ij} = \alpha_{0j} + \beta_{1j}PIB_{0ij} + \varepsilon_{ij} \quad (17)$$

em que  $PIB_{0ij}$  é a renda inicial do município  $i$  do estado  $j$ .

A variação aleatória no intercepto no segundo nível hierárquico é levada em conta, mas sem considerar possível o efeito aleatório na inclinação, como expresso na equação a seguir:

$$\beta_{1j} = \mu_{10} \quad (18)$$

Substituindo as equações 15 e 18 na equação 17, tem-se o modelo completo sem efeito aleatório na inclinação, em que a dependência espacial na variável independente é manifestada, como:

$$TX_{ij} = \mu_{00} + \mu_{10}PIB_{0ij} + \mu_{01}R_j + \mu_{02}WR_j + v_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (19)$$

Como o presente trabalho analisará a modelagem hierárquica em dois níveis regionais, o alcance do tratamento da dependência espacial é amplo, pois há a possibilidade de incorporação da dependência já no primeiro nível na forma de defasagens espaciais. Por isso, algumas dessas possibilidades de tratamento da dependência espacial na modelagem multinível são expostas agora.

O modelo SAR multinível considera uma variável dependente ( $TX_{ij}$ ), a defasagem espacial ( $WTX_{ij}$ ) e uma variável explicativa exógena, renda inicial ( $PIB_{0ij}$ ) e a matriz de variáveis exógenas ( $X_{1ij}$ ).

$$TX_{ij} = \alpha_{0j} + \beta_{1j}PIB_{0ij} + \rho_{2j}\widehat{WTX}_{ij} + \delta_{1j}X_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (20)$$

<sup>38</sup> Tal operador equivale a matriz de ponderação espacial, cuja seleção é estabelecida através de um procedimento de especificação da matriz que melhor captura a dependência espacial do modelo em análise (Baumont, 2004).

<sup>39</sup> Variável defasada espacialmente é interpretada como sendo a média dos seus valores observados nas regiões vizinhas. A definição de vizinhança entre regiões é fornecida pela matriz de ponderação espacial.

Quanto à estimação do modelo SAR multinível, o problema econométrico que precisa ser enfrentado é a endogeneidade da variável dependente defasada espacialmente ( $WTX_{ij}$ ). Uma forma de se fazer isso é expurgar a endogeneidade da variável  $WTX_{ij}$  no primeiro nível por meio de uma regressão auxiliar em que se tenta instrumentalizá-la, usando a defasagem espacial das variáveis explicativas como instrumentos. Em outros termos, é preciso se estimar o modelo SAR multinível pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios. No primeiro estágio, regride-se por mínimos quadrados ordinários (MQO) a regressão auxiliar no primeiro nível hierárquico:

$$WTX_{ij} = X_{1ij}\delta + WX_{1ij}\tau + \eta_{ij} \quad (21)$$

em que  $WX$  representa as defasagens espaciais das variáveis explicativas ( $X$ ),  $\tau$ ,  $\theta$  são vetores de coeficientes dos instrumentos, e  $\eta_{ij}$  é um termo de erro aleatório, com média nula e variância constante.

No segundo estágio, inserem-se, na regressão principal do primeiro nível hierárquico (1), os valores ajustados da defasagem espacial da variável dependente, ou seja,  $\widehat{WTX}_{ij}$ , e, por fim estima-se por MQO.

O modelo SEM multinível é expresso no primeiro nível hierárquico por:

$$TX_{ij} = \alpha_{0j} + \beta_{1j}PIB_{0ij} + \delta_{1j}X_{1ij} + \xi_{ij} \quad (22a)$$

$$\xi_{ij} = \lambda W\xi_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (22b)$$

de forma que  $\xi$  é uma média dos erros das regiões vizinhas mais um componente de erro aleatório, enquanto  $\lambda$  é o parâmetro do erro autorregressivo espacial.

Esse modelo pode ser estimado eficientemente por mínimos quadrados generalizados exequíveis (MQGE). Usando o procedimento de estimação de Kelejian e Prucha (1998), estima-se o modelo em primeiro nível para se obter consistentemente  $\lambda$ . Num segundo passo, filtram-se espacialmente as variáveis do primeiro nível da seguinte forma:

$$TX^* = TX - \lambda WTX \quad (23)$$

$$X_1^* = X_1 - \lambda WX_1 \quad (24)$$

Depois, devem-se incluir as variáveis  $y^*$  e  $X_1^*$  no modelo e estimar a equação transformada com as variáveis filtradas espacialmente no derradeiro passo. A especificação dos coeficientes no segundo nível deve seguir uma orientação da teoria ou da literatura relevante.

O modelo de Durbin Espacial (SDM) incorpora a ideia de transbordamento mediante defasagem das variáveis independentes ( $WX$ ). O Modelo Durbin Espacial pode ser expresso como:

$$TX = \pi_1 WTX + \pi_2 X + \pi_3 WX + \varepsilon \quad (25)$$

O modelo SDM multinível é especificado como:

$$TX_{ij} = \alpha_{0j} + \beta_{1j}PIB_{0ij} + \delta X_{1ij} + \rho_{2j}\widehat{WTX}_{ij} + \zeta_{3j}WX_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (26)$$

Os parâmetros espaciais podem ser distintos através das regiões definidas no segundo nível.

$$\rho_{2j} = \mu_{20} + \nu_{2j} \quad (27)$$

$$\zeta_{3j} = \mu_{30} + \nu_{3j} \quad (28)$$

O coeficiente de intercepto pode ser especificado conforme a expressão 15: Realizando as respectivas substituições, obtém-se o modelo completo:

$$TX_{ij} = \mu_{00} + \mu_{01}R_j + \mu_{02}WR_j + \nu_{0j} + \mu_{10}PIB_{0ij} + \mu_{11}X_{1ij} + \nu_{11}X_{1ij} + \mu_{20}WTX_{ij} + \nu_{2j}\widehat{WTX}_{ij} + \mu_{30}WX_{1ij} + \nu_{3j}WX_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (29)$$

A estimação desse modelo envolve a variável endógena  $WTX$  no lado direito de (30). Para contornar isso, é preciso eliminar a endogeneidade da variável  $WTX$  por meio da regressão auxiliar no primeiro nível hierárquico regional, usando agora, como instrumentos as defasagens espaciais das defasagens espaciais das variáveis explicativas exógenas,  $W^2X$ :

$$WTX_{ij} = X_{ij}\delta + WX_{ij}\tau + W^2X_{ij}\phi + \eta \quad (30)$$

em que  $\delta$ ,  $\tau$ ,  $\phi$  e  $\theta$  são vetores de coeficientes a ser estimados, sendo que o restante da notação permanece a mesma. No segundo estágio, introduzem-se, na regressão (30) do primeiro nível hierárquico, os valores ajustados da variável ( $\widehat{WTX}_{ij}$ ) e estima-se esse modelo, com a especificação dos coeficientes, conforme determinada acima.

O modelo SDEM multinível é especificado no primeiro nível hierárquico conforme a equação 26, na qual o procedimento de estimação é também baseado no MQGE, conforme exposto para o modelo SEM, apenas filtrando adicionalmente as variáveis explicativas defasadas espacialmente, além daquelas filtradas anteriormente:

$$WX_1^* = WX_1^* - \lambda W^2 X_1^* \quad (31)$$

No último estágio do procedimento, estima-se a equação transformada com as variáveis filtradas espacialmente.

O modelo SLX multinível é especificado como:

$$TX_{ij} = \alpha_{0j} + \beta_{1j}PIB_{0ij} + \delta X_{1ij} + \zeta_{3j}WX_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (32)$$

No segundo nível, os coeficientes podem ser especificados com componentes fixos e/ou aleatórios. Como  $WX_{1ij}$  são consideradas variáveis explicativas exógenas no primeiro nível, o estimador pode ser o adotado pelo modelo multinível básico.

Para que se obtenha o modelo adequado, realiza-se o procedimento de especificação de Hox (2002), estendido aqui para incorporar a dependência espacial. O processo sugere parcimônia no estabelecimento do modelo, seguindo alguns passos:

- I. Especifica-se a regressão no nível mais desagregado;
- II. Adota-se o modelo nulo e calcula-se o coeficiente de correlação intraclasse. Quanto mais próximo de 1 for o coeficiente, melhor a especificação do segundo nível na modelagem para explicar a variância dos dados;

- III. Especificam-se a parte fixa e a parte aleatória no nível mais agregada, de maneira a explicar a variabilidade dos coeficientes do nível mais desagregado;
- IV. Adota-se o método de substituição para obter a modelagem completa
- V. Estima-se o modelo completo;
- VI. Checa-se para a autocorrelação espacial nos resíduos do modelo completo. Se houver autocorrelação espacial, segue-se para o passo VII; caso não haja autocorrelação espacial, adota-se a especificação do modelo hierárquico inicial;
- VII. Estimam-se os modelos multiníveis espaciais, reespecificando-se o modelo de tal sorte a controlar a autocorrelação espacial, incluindo defasagens espaciais no primeiro nível ou no segundo nível regional;
- VIII. Seleciona-se o modelo que atenda consecutivamente a dois critérios. Em primeiro lugar, escolhe-se um modelo que tenha corrigido a autocorrelação espacial nos resíduos do modelo completo. Em segundo lugar, seleciona-se o modelo que apresente os menores critérios de informação;
- IX. Finalmente, tendo em mãos este melhor modelo, definido na etapa VIII, analisam-se os componentes fixos, aleatórios e de variância do modelo multinível selecionado.

### 3.3. Base de Dados

#### 3.3.1. Nível Municipal

No primeiro nível, a variável dependente é a taxa de crescimento do PIB *per capita*, que será explicada pelo PIB *per capita* inicial, capital humano, despesas de capital, despesas correntes, carga tributária total, *gap* da produtividade, fundo de participação municipal e *royalties* do petróleo no período de 1999 a 2005.

O quadro 3 mostra uma síntese explicativa das variáveis utilizadas no presente trabalho e suas principais características.

Quadro 3 Variáveis para o Estudo da Taxa de Crescimento da Renda no Primeiro Nível Hierárquico

Variável	Descrição	Sinal Esperado	Unidades de Medida	Fonte
$TX$	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i>		R\$ (mil)/População	IBGE
$PIB_{i,t-1}$	Renda <i>per capita</i> inicial	-	R\$ (mil)/População	IBGE
$CH_{i,t}$	Nível de Capital Humano <i>per capita</i> <sup>40</sup>	+	População com, no mínimo, o ensino médio completo/População	RAIS e IBGE
$CTT_{i,t}$	Carga Tributária Total <i>pelo</i> $PIB_{i,t}$	-	R\$ (mil)	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
$DCA_{i,t}$	Despesa de Capital <i>pelo</i> $PIB_{i,t}$	+	R\$ (mil)	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE

<sup>40</sup> A *Proxy* utilizadas para tal variável foi o logaritmo natural da razão entre o número de pessoas com, no mínimo, ensino médio completo que estão no mercado formal sobre a população estimada

$DCO_{i,t}$	Despesas Correntes pelo $PIB_{i,t}$	-	R\$ (mil)	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
$FPM_{i,t}$	Fundo de Participação Municipal <i>per capita</i>	+	R\$ (mil)/População	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
$GAP_{i,t}$	Gap da Produtividade <sup>41</sup>		R\$ (mil)/Horas Trabalhadas	IBGE e RAIS
$ROY_{i,t}$	Volume de <i>Royalties</i> recebidos pelo $PIB_{i,t}$	-	R\$ (mil)	InfoRoyalties, a partir de dados da ANP e da FGV e IBGE

Fonte: Elaboração Própria.

A tabela 7 expõe as estatísticas descritivas das variáveis com dados sobre a média, mediana, desvio padrão, mínimo e máximo.

Tabela 7 - Análise descritiva das Variáveis em Nível Municipal

Municípios	TX	PIB	CH	CTT	FPM	DCA	DCO	GAP	ROY
5507 observações									
Média	1.13	4.20	0.21	1.44	178.83	22.74	91.03	1.00	20.40
Mediana	1.08	3.20	0.02	1.41	145.18	12.93	78.39	1.00	0.00
Desvio-Padrão	0.35	4.58	2.15	1.33	192.57	32.81	84.23	0.02	894.35
Mínimo	0.13	0.73	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Máximo	13.03	132.74	97.60	10.82	2373.26	506.62	565.76	1.00	89044.71

Fonte: Elaboração Própria

Ao definir, de acordo com o procedimento de Baumont (2004), a matriz de ponderação espacial de um vizinho mais próximo, foram estimadas as estatísticas de autocorrelação espacial,  $I$  de Moran e  $c$  de Geary. Conforme analisado na tabela 8, pode-se observar a presença de autocorrelação espacial no primeiro nível hierárquico, de modo que foi rejeitada a hipótese nula de aleatoriedade espacial da taxa de crescimento da renda nos municípios brasileiros para ambas as estatísticas ( $I$  e  $c$ ).

Tabela 8 - Indicadores de Autocorrelação Espacial para a Taxa de Crescimento da Renda

Indicador	Coefficiente	Média	Desvio-Padrão	Z-Valor	P-Valor
$I$ de Moran	0.311	0.000	0.019	16.321	0.000
$c$ de Geary	0.703	1.000	0.020	-14.328	0.000

Fonte: Elaboração Própria

Tais indicadores foram significativos estatisticamente, evidenciando uma autocorrelação espacial positiva, incorrendo por conta disso, em uma concentração espacial da taxa de crescimento da renda entre 1999 e 2005.

### 3.3.2. Nível Estadual

Dado que o foco principal do trabalho repousa na investigação da influência exercida da infraestrutura estadual no intercepto da convergência de renda municipal,

<sup>41</sup> Variável de produtividade (PROD) foi construída como a razão “PIB industrial da região em relação ao total de horas trabalhadas na indústria”. O setor industrial foi escolhido por ser o centro irradiador de inovações no sistema econômico. O *gap* indica a distância entre a produtividade de cada unidade geográfica em relação à de maior produtividade.

condicionando por sua vez, o coeficiente de convergência de renda municipal. Para esta análise será adotado para o segundo nível geográfico o estoque inicial de infraestrutura, ou seja, foram utilizadas as variáveis de infraestrutura do ano de 1998, anterior, portanto, ao período de análise da taxa de crescimento da renda municipal. O quadro 4 explicita as variáveis que serão utilizadas no segundo nível.

Quadro 4 - Variáveis do Segundo Nível Hierárquicos

Variável	Descrição	Sinal Esperado	Unidades de Medida	Fonte
$IE_{i,t}$	Estoque de Infraestrutura Energética <i>per capita</i>	+	MwH	ANEEL
$IR_{i,t}$	Estoque de Infraestrutura Rodoviária <i>per capita</i>	+	Quilômetros de rodovias pavimentadas	DNIT

Fonte: Elaboração Própria

Na tabela 9 são expostas as estatísticas descritivas dos estoques iniciais das variáveis de infraestrutura estadual que serão utilizadas no segundo nível hierárquico no ano de 1998, com dados sobre a média, mediana, desvio padrão, mínimo e máximo.

Tabela 9 - Análise descritiva das Variáveis referentes aos Estados

<b>Estados</b>		
27 observações		
	IR	IE
Média	3.771,36	4.544,57
Mediana	1.302,49	3.573,40
Desvio-Padrão	5.302,19	3.982,66
Mínimo	43,26	4,24
Máximo	18.153,89	18.254,40

Fonte: Elaboração Própria.

Nas análises hierárquicas espaciais, foram utilizadas as matrizes de ponderação espacial de  $k$ -vizinhos mais próximos, sendo que a ordem de vizinhança estabelecida foi a mesma do primeiro nível, ou seja, foi definida uma matriz  $W$  de um vizinho mais próximo.

### 3.4. Resultados e Discussão

A primeira questão a ser verificada é saber se a variância do termo de erro pode ser melhor explicada ao ser incorporado um nível hierárquico superior, a saber, o nível estadual. Conforme o procedimento de Hox (2002), para averiguar se as incorporações das informações em nível estadual auxiliam na explicação da variabilidade dos dados do modelo, estima-se o modelo hierárquico nulo. A estimação desse modelo tem como objetivo analisar o intercepto do modelo hierárquico no primeiro nível que, por sua vez, influencia o valor de  $\beta$  da convergência. Posteriormente, computa-se a correlação intraclasses, que informa quanto da variação no resultado repousa dentro e entre os Estados. Conforme exposto na equação 11, contudo agora adaptada ao estudo em questão, o modelo hierárquico nulo é:

$$TX_{ij} = \mu_{00} + u_{0j} + e_{ij} \quad (33)$$

A tabela 10 reporta aos resultados do modelo nulo.

Tabela 10 - Estimação do Modelo Nulo

Componente Fixo	Coefficiente	Erro-Padrão	p-valor
$\mu_{00}$	-0.013973	0.017685	0.437
Componente Aleatório	Variância	$\chi^2$	p-valor
$u_{0j}$	0.0079	912.4944	0.00
$e_{ij}$	0.05145		

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: erros-padrão robustos.

O cálculo do coeficiente de correlação intraclasse, conforme equação 12, assume o valor  $r = 0,6055$ , significando que 60,55% da variância da taxa de crescimento da renda *per capita* ocorre entre os Estados. Com o valor apurado, pode-se afirmar que a variabilidade da taxa de crescimento da renda municipal entre 1999 e 2005 se deve às diferenças entre estados, enquanto que 39,45% são decorrentes da variabilidade intra-estadual. O coeficiente de correlação intraclasse justifica a incorporação do nível estadual na análise a ser efetuada, bem como auxilia na melhor explicação da variação dos dados, quando se considera somente o nível municipal.

Na próxima etapa, especificou-se o modelo com uma variável independente no primeiro nível, não especificando variáveis independentes no segundo nível.

$$TX_{ij} = \alpha_{0j} + \beta_{1j}PIB_{0ij} + \varepsilon_{ij} \quad (34)$$

A especificação assume que a variabilidade nos estados ocorre na variação do intercepto para cada estado, sendo explicado por uma parte fixa ( $\mu_{00}$ ) e por um componente aleatório ( $v_{0j}$ ).

$$\alpha_{0j} = \mu_{00} + v_{0j} \quad (35)$$

O modelo com somente a variável PIB *per capita* inicial no primeiro nível, e o segundo nível somente com o componente de variabilidade é denominado modelo dos coeficientes aleatórios (SWAMY, 1970).

Segundo exposto na tabela 11, observa-se que o valor de  $\beta$  é igual -1,1318, inferior a -1, conforme verificado no primeiro ensaio. Ao realizar o teste de *I* de Moran nos resíduos, foi detectada a presença de autocorrelação espacial nos resíduos.

Tabela 11 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda com Renda Inicial no Primeiro Nível

Componente Fixo	Coefficiente	Erro-Padrão	p-Valor
$\mu_{00}$	0.0494	0.0132	0.0010
$\beta_{10}$	-1.1318	0.0132	0.0000

Componente Aleatório	Variância	$\chi^2$	p-Valor
$v_{0j}$	0.0043	835.2168	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.0220		

Fonte: Elaboração Própria  
Nota: erros-padrão robustos

A inserção dos fatores de infraestrutura estadual na análise de convergência de renda municipal gera um modelo com variáveis independentes nos dois níveis hierárquicos, embora este tenha somente a renda inicial no primeiro nível. A incorporação de variáveis independentes no segundo nível reduz a variabilidade não-explicada entre os níveis (BICKEL, 2007).

$$\alpha_{0j} = \mu_{00} + \mu_{01}IT_j + \mu_{02}IE_j + v_{0j} \quad (36)$$

Substituindo a equação 36 em 34, temos:

$$TX_{ij} = \mu_{00} + \mu_{01}IT_j + \mu_{02}IE_j + v_{0j} + \beta_{10}PIB_{0ij} + \varepsilon_{ij} \quad (37)$$

Tabela 12 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda com Renda Inicial Municipal e Infraestruturas Estadual

Componente Fixo	Coefficiente	Erro-Padrão	p-Valor
$\mu_{00}$	0.0683	0.0211	0.004
$\mu_{01}$	1.1613	0.4369	0.015
$\mu_{02}$	0.0258	0.0205	0.222
$\beta_{10}$	-1.0866	0.0963	0.006
Componente Aleatório	Variância	$\chi^2$	p-Valor
$v_{0j}$	0.0043	874.84	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.022		

Fonte: Elaboração Própria

A tabela 12 mostra que a incorporação das variáveis de infraestrutura impactou no intercepto. Esta influência é desempenhada somente pelo estoque de infraestrutura rodoviária, sendo a única estatisticamente significativa no segundo nível hierárquico. Assim como no modelo dos coeficientes aleatórios, foi observada a presença de dependência espacial nos resíduos do modelo completo.

Conforme exposto no modelo 38, foram incorporadas no primeiro nível hierárquico variáveis explicativas as mesmas do primeiro ensaio, de modo a condicionar o comportamento da variável dependente, bem como o  $\beta$  de convergência multinível.

$$TX_{ij} = \mu_{00} + \mu_{01}IT_j + \mu_{02}IE_j + v_{0j} + \beta_{10}PIB_{0ij} + \mu_{20}CTT_{ij} + \mu_{30}DCA_{ij} + \mu_{40}DCO_{ij} + \mu_{50}FPM_{ij} + \mu_{60}GAP_{ij} + \mu_{70}CH_{ij} + \mu_{80}ROY_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (38)$$

As variáveis de infraestrutura foram mantidas no segundo nível, conforme observado na expressão (36).

Assim como na análise hierárquica anterior, somente os coeficientes de infraestrutura rodoviária mostraram significância estatística. No primeiro nível



hierárquico, além do  $\beta$  de convergência, os coeficientes das variáveis Carga Tributária Total e Fundo de Participação Municipal foram estatisticamente significativas em 5%.

Tabela 13 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda com diversas variáveis Municipais e Infraestruturas Estadual

Componente Fixo	Coefficiente	Erro-Padrão	p-Valor
$\mu_{00}$	0.0582	0.0200	0.0080
$\mu_{01}$	1.0876	0.5028	0.0430
$\mu_{02}$	0.0271	0.0271	0.3300
$\beta_{10}$	-1.1289	0.0417	0.0000
$\mu_{20}$	0.0151	0.0052	0.0004
$\mu_{30}$	0.0021	0.0031	0.5000
$\mu_{40}$	-0.0011	0.0042	0.7760
$\mu_{50}$	-0.0058	0.0037	0.0310
$\mu_{60}$	-0.1437	0.1762	0.1210
$\mu_{70}$	0.0341	0.0343	0.3210
$\mu_{80}$	0.0080	0.0099	0.4180
Componente Aleatório	Variância	$\chi^2$	p-Valor
$u_{0j}$	0.0042	835.1408	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.0219		

Fonte: Elaboração Própria

Nota: erros-padrão robustos

Os resíduos do modelo completo foram verificados para a presença de autocorrelação espacial pelo teste de  $I$  de Moran, evidenciando presença de dependência espacial para um nível de significância de 0,1%. Após estimações de vários modelos multiníveis espaciais (SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX), a autocorrelação espacial dos resíduos municipais foi expurgada, somente pelo modelo multinível de defasagem espacial (especificação SAR).

Diferentemente do primeiro ensaio, cuja dependência espacial diagnosticada nos resíduos foi de erro espacial, na análise hierárquica a incorporação das infraestruturas condicionando o intercepto e, por conseqüência, todas as outras variáveis no primeiro nível, influenciaram no comportamento dos resíduos. Após a correção da dependência espacial, foram analisadas algumas estimações<sup>42</sup>, em conformidade com o modelo de defasagem espacial, que tenha além de ter apresentado a correção da dependência espacial, apresentasse o melhor critério de informação. Na etapa da especificação dos modelos, o critério adotado foi mediante a estimação que apresentou a menor estatística do Critério de Informação *Deviance* (*CID*), definida por  $CID = \bar{D} + p_D$ <sup>43</sup>.

<sup>42</sup> Foram realizadas 15 estimações de cada modelo espacial. Estes modelos foram estabelecidos por meio do cálculo do número de Combinações Lineares das Variáveis no Segundo Nível (IR, IE, WIR e WIE {C(4,1) + C(4,2) + C(4,3) + C(4,4)}, de maneira a testar todas as combinações possíveis.

<sup>43</sup> Baseado na distribuição de estatística *Deviance*:  $D(\theta) = -2\log p(y|\theta) + 2\log f(y)$ . De modo que  $p(y|\theta)$  é a função de verossimilhança para os dados observados no vetor  $y$ , dado o vetor de parâmetro  $\theta$ , e  $f(y)$  sendo uma função de padronização por si só, não impactando na seleção dos

Segundo Maia *et al.* (2005), a *Deviance* é uma estatística que expressa a qualidade do modelo proposto. Assim como os critérios de Informação Akaike e Schwartz, quanto menor for o valor da *Deviance*, melhor será o modelo

Para estimar as defasagens espaciais das variáveis de infraestrutura utilizadas no modelo hierárquico espacial, foi adotada a matriz de *k*-vizinhos, sendo *k*=1, definido pelo procedimento de Baumont (2004).

A equação 39 expõe o modelo que melhor especificou a convergência de renda hierárquica espacial, a saber, o modelo multinível da defasagem espacial (SAR).

$$TX_{ij} = \mu_{00} + \mu_{01}IT_j + \mu_{02}IE_j + \mu_{03}WIT_j + \mu_{04}WIE_j + v_{0j} + \beta_{10}PIB_{0ij} + v_{1j}PIB_{0ij} + \mu_{20}CTT_{ij} + \mu_{30}DCA_{ij} + \mu_{40}DCO_{ij} + \mu_{50}FPM_{ij} + \mu_{60}GAP_{ij} + \mu_{70}CH_{ij} + \mu_{80}ROY_{ij} + \rho\widehat{WTX}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (39)$$

De maneira que o  $\widehat{WTX}_{ij}$  é estimado conforme equação 21.

A tabela 14 apresenta os valores do modelo de erro espacial hierárquico de convergência de renda, cujo valor da *Deviance*<sup>44</sup> foi o menor dentre todas as outras estimações.

Tabela 14 - Modelo Hierárquico Espacial

Componente Fixo	Coefficiente	Erro-Padrão	p-Valor
$\mu_{00}$	0.0732	0.0301	0.0060
$\mu_{01}$	1.1460	0.4759	0.0250
$\mu_{02}$	0.0126	0.0281	0.6570
$\mu_{03}$	-0.3925	0.4847	0.4270
$\mu_{04}$	-0.0163	0.0341	0.6360
$\beta_{10}$	-1.1285	0.0137	0.0000
$\mu_{20}$	0.0151	0.0037	0.0000
$\mu_{30}$	0.0021	0.0030	0.4920
$\mu_{40}$	-0.0011	0.0035	0.7350
$\mu_{50}$	-0.0058	0.0026	0.0310
$\mu_{60}$	-0.1437	0.0750	0.0550
$\mu_{70}$	0.0341	0.0408	0.4030
$\mu_{80}$	0.0080	0.0104	0.4360
$\rho$	0.3534	0.0885	0.0000
Componente Aleatório	Variância	$\chi^2$	p-Valor
$v_{0j}$	0.0042	835.1408	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.0219		

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Erros Padrão Robusto

Pelos resultados obteve-se o valor do  $\beta$  igual a -1,1285, altamente significativo, de maneira que este valor do coeficiente acarreta em convergência de renda. No segundo nível hierárquico, os coeficientes das defasagens espaciais das infraestruturas

---

modelos. Nessa abordagem, o ajuste do modelo é resumido pelas expectativas posteriores ao desvio,  $\bar{D} = E_{\theta|y}[D]$ , onde a complexidade do modelo é capturada pelo número efetivo de parâmetros,  $p_D$ .

<sup>44</sup> Foi realizada análises comparativa com os critérios de informação Akaike e Schwarz, todavia os melhores modelos foram obtidos segundo o critério Deviance.

*per capita*, tanto rodoviária quanto elétrica, não foram estatisticamente significativas em 5%, assim como o estoque de infraestrutura elétrica. Conforme ocorrido nas outras análises, somente coeficiente da infraestrutura rodoviária apresentou significância em 5%. Esta variável exerce uma influência positiva no intercepto da taxa de crescimento da renda, que consequentemente influencia todas as variáveis explicativas no primeiro nível, principalmente sobre o  $\beta$ .

Quando analisados os coeficientes em nível municipal, a carga tributária total *per capita*, assim como na modelagem sem controle da dependência espacial, também revelaram-se significativos estatisticamente no nível de 5%.

O coeficiente  $\rho$ , apresentou significância estatística a 5%, e por ser positivo indica que a Taxa de Crescimento da Renda das regiões vizinhas acompanham a tendência da Taxa de Crescimento da região  $i$ , ou seja, um alto (baixo) valor da  $TX$  nas regiões vizinhas aumenta (diminui) o valor de  $TX$  na região  $i$ .

Vale a pena destacar que somente a infraestrutura rodoviária exerce influência no estudo em questão. Quando o problema da autocorrelação espacial é controlado, há um ligeiro aumento do coeficiente de convergência, dessa forma juntamente com outras variáveis condicionantes do primeiro nível, a metodologia multinível estimou um  $\beta$  que representa uma maior convergência do que a anteriormente estimada, sem estar condicionada.

### 3.5. Análise do Problema de Escala

Conforme apurado no primeiro ensaio a respeito do problema da falácia ecológica, buscou-se por intermédio da averiguação do valor de  $\beta$  de convergência observada no nível municipal estender o estudo para uma análise micro e mesorregional, investigando o problema da unidade de área modificável.

Para as micro e mesorregiões, no primeiro nível, foi inserido somente a renda inicial *per capita*. No nível estadual, não houve a inserção de variável independente para modelar os coeficientes do primeiro nível, conforme equação 34.

A tabela 15 expõem os resultados dessa análise do problema de escala na modelagem multinível. Na análise microrregional, o valor do  $\beta$  é não significativo, assim como o componente aleatório do segundo nível. Diferentemente das microrregiões, o  $\beta$  de convergência mesorregional é altamente significativo do ponto de vista estatístico.

Tabela 15 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda  
Microrregional/Mesorregional com Renda Inicial no Primeiro Nível

Componente Fixo	Coeficiente		Erro-Padrão		p-Valor	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\mu_{00}$	-0.0191	0.0325	0.0175	0.0130	0.3200	0.0200
$\beta_{10}$	-0.0074	-0.8220	0.0417	0.0668	0.8590	0.0000
Componente Aleatório	Variância		$\chi^2$		p-Valor	
$\nu_{0j}$	0.0067	0.0030	179.6572	115.6873	0.0000	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.0195	0.0041				

(1) Microrregiões

(2) Mesorregiões

Fonte: Elaboração própria

Nota: erros-padrão robustos

A tabela 16 expõe os resultados micro e mesorregionais do modelo com variáveis independentes de infraestrutura energética e de transporte no segundo nível, conforme exposto no modelo 38.

Os resultados microrregionais evidenciaram uma não significância do valor de  $\beta$ . No segundo nível hierárquico, também não foi observada significância estatística dos coeficientes. Na análise dos dados mesorregionais, o  $\beta$  foi significativo e o estoque inicial de infraestrutura rodoviária no segundo nível foi significativo a 5% de significância.

Tabela 16 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda  
Microrregional/Mesorregional com Renda Inicial no Primeiro Nível e  
Infraestruturas no Segundo Nível

Componente Fixo	Coeficiente		Erro-Padrão		p-Valor	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\mu_{00}$	0.0104	0.0596	0.0266	0.0192	0.2740	0.0050
$\mu_{01}$	1.2313	2.0181	0.9581	0.9824	0.2110	0.0420
$\mu_{02}$	0.0347	0.0140	0.0520	0.0407	0.5110	0.7320
$\beta_{10}$	-0.0075	-0.8125	0.1408	0.1384	0.858	0.0000
Componente Aleatório	Variância		$\chi^2$		p-Valor	
$v_{0j}$	0.0068	0.0029	176.0694	110.8330	0.0000	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.0195	0.0041				

(1) Microrregiões

(2) Mesorregiões

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Erros Padrão Robusto

Na tabela 17 são expostos os resultados micro e mesorregional do modelo hierárquico com diversas variáveis explicativas no primeiro nível, conforme modelo abaixo:

$$\begin{aligned}
 TX_{ij} = & \mu_{00} + \mu_{01}IT_j + \mu_{02}IE_j + \mu_{03}WIT_j + \mu_{04}WIE_j + v_{0j} + \beta_{10}PIB_{0ij} \\
 & + v_{1j}PIB_{0ij} + \mu_{20}CTT_{ij} + \mu_{30}DCA_{ij} + \mu_{40}DCO_{ij} + \mu_{50}FPM_{ij} \\
 & + \mu_{60}GAP_{ij} + \mu_{70}CH_{ij} + \mu_{80}ROY_{ij} + \varepsilon_{ij}
 \end{aligned}
 \tag{40}$$

Assim como nas outras análises, o coeficiente  $\beta$  de convergência microrregional não apresentou significância estatística. Na análise microrregional em questão, a infraestrutura de transporte no segundo nível hierárquico, bem como Despesa Corrente, Fundo de Participação Municipal (FPM) e Capital Humano apresentaram significância estatística, diferentemente do resultado do primeiro ensaio, onde FPM e Royalties foram significativos.

No nível microrregional, observa-se significância estatística com um  $\alpha = 0,01\%$  somente do coeficiente de convergência- $\beta$ , sendo este igual a -0,8156.

Tabela 17 - Modelo Hierárquico de Convergência de Renda  
Microrregional/Mesorregional com diversas variáveis no Primeiro Nível e  
Infraestruturas no Segundo Nível

Componente Fixo	Coeficiente		Erro-Padrão		p-Valor	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\mu_{00}$	0.0314	0.0904	0.0066	0.0442	0.0000	0.0520
$\mu_{01}$	1.7138	1.3959	0.9379	0.8370	0.0000	0.109
$\mu_{02}$	0.0829	0.0011	0.0596	0.0555	0.5520	0.9830
$\mu_{03}$	-1.6024	0.3962	0.9805	1.1959	0.1710	0.7430
$\mu_{04}$	-0.0802	-0.0082	0.0714	0.0692	0.4770	0.907
$\beta_{10}$	0.0084	-0.8156	0.0384	0.1237	0.8270	0.0000
$\mu_{20}$	-0.0164	0.0079	0.0124	0.0257	0.1870	0.7590
$\mu_{30}$	0.0260	0.0154	0.0217	0.0355	0.2320	0.6650
$\mu_{40}$	0.0948	-0.0184	0.0311	0.0327	0.0030	0.5740
$\mu_{50}$	-0.1218	-0.0256	0.0309	0.0448	0.0000	0.5670
$\mu_{60}$	0.0485	-0.1412	0.0881	0.2330	0.5820	0.5450
$\mu_{70}$	-0.2937	-0.0023	0.1167	0.3370	0.0120	0.9940
$\mu_{80}$	0.0158	0.0171	0.0118	0.0133	0.1820	0.2010
Componente Aleatório	Variância		$\chi^2$		p-Valor	
$v_{0j}$	0.0059	0.00191	148.32679	65.4504	0.0000	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.01839	0.0035				

(1) Microrregiões

(2) Mesorregiões

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Erros Padrão Robusto

Nas análises micro e mesorregional, foram realizados nos resíduos das modelagens o teste da autocorrelação espacial, de modo a averiguar a presença da autocorrelação espacial. Somente no nível microrregional foi diagnosticada a presença da dependência espacial, sendo que a correção desta ocorreu mediante o modelo de defasagem espacial (SAR). Na análise mesorregional, a hipótese nula de dependência espacial foi rejeitada no nível de significância de 0,1%.

Após análise da correção da dependência espacial e da *Deviance*, no nível microrregional o modelo hierárquico selecionado foi:

$$\begin{aligned}
 TX_{ij} = & \mu_{00} + \mu_{01}IT_j + \mu_{02}IE_j + \mu_{03}WIT_j + \mu_{04}WIE_j + v_{0j} + \beta_{10}PIB_{0ij} \\
 & + v_{1j}PIB_{0ij} + \mu_{20}CTT_{ij} + \mu_{30}DCA_{ij} + \mu_{40}DCO_{ij} + \mu_{50}FPM_{ij} \\
 & + \mu_{60}GAP_{ij} + \mu_{70}CH_{ij} + \mu_{80}ROY_{ij} + \rho\widehat{WTX}_{ij} \varepsilon_{ij}
 \end{aligned} \quad (41)$$

A tabela 18 reporta as estimativas da equação (41). Convém destacar que o coeficiente  $\beta$ , bem como os coeficientes dos estoques de infraestrutura, não foram significativos estatisticamente.

Tabela 18 - Modelo Hierárquico Espacial SAR  
Microrregional

Componente Fixo	Coefficiente	Erro-Padrão	p-Valor
$\mu_{00}$	0.0479	0.0080	0.0000
$\mu_{01}$	-0.9925	1.1115	0.3740
$\mu_{02}$	0.0434	0.0691	0.5300
$\mu_{03}$	0.9137	1.3357	0.7270
$\mu_{04}$	0.0348	0.0995	0.4950
$\beta_{10}$	0.0121	0.0406	0.7660
$\mu_{20}$	-0.0181	0.0109	0.0990
$\mu_{30}$	0.0272	0.0215	0.2060
$\mu_{40}$	0.0976	0.0309	0.0020
$\mu_{50}$	-0.1245	0.0300	0.0000
$\mu_{60}$	0.0747	0.0881	0.3970
$\mu_{70}$	-0.2364	0.1136	0.0380
$\mu_{80}$	0.0159	0.0103	0.1250
$\rho$	0.3483	0.0881	0.0000
Componente Aleatório	Variância	$\chi^2$	p-Valor
$u_{0j}$	0.0030	91.9160	0.0000
$\varepsilon_{ij}$	0.0181		

Fonte: Elaboração própria

Nota: erros-padrão robusto

Como o foco principal do estudo é analisar os valores estimados dos coeficientes de convergência de renda ( $\beta$ ), observam-se na tabela 19 os valores dos  $\beta$  obtidos no presente ensaio. Na referida tabela, é possível observar o comportamento dos coeficientes tanto entre os níveis espaciais, quanto em relação às variações dos modelos estimados.

Na Tabela 19, a análise I apresenta às estimativas de  $\beta$  do modelo de coeficientes aleatórios. A análise II exhibe as estimativas com somente renda inicial no primeiro nível e o estoque de infraestrutura no segundo. Na análise III, por sua vez, são expostas as estimativas de  $\beta$  dos modelos com diversas variáveis explicativas no primeiro nível hierárquico, e as infraestruturas no segundo, enquanto que na análise IV são reportadas as estimativas dos modelos hierárquicos espaciais.

Tabela 19 - Análise dos  $\beta$

	Municípios	Microrregiões	Mesorregiões
I	-1.1318***	-0.0074	-0.8220***
II	-1.0866***	-0.0075	-0.8125***
III	-1.1289***	0.0084	-0.8156***
IV	-1.1285***	0.0121	-

\* significativo em 0,1%

\*\* significativo em 1%

\*\*\* significativo em 5%

### 3.6. Considerações Finais

O presente estudo teve como objetivo analisar a modelagem multinível, averiguando se a incorporação de dados de infraestrutura no segundo nível hierárquico exerce influência na convergência de renda dos municípios.

Os resultados foram positivos no que compete à utilização do modelo hierárquico, conforme observado pelo Modelo Nulo, e em relação à estimação do  $\beta$  de convergência, verificando tanto em análise sem autocorrelação espacial, quanto na correção dos problemas da autocorrelação espacial. Seja a taxa de crescimento da renda municipal sendo influenciada somente pelas variáveis no segundo nível hierárquico por meio do intercepto, seja outros condicionantes impactando a renda inicial no nível municipal, os valores de  $\beta$  demonstraram convergência.

Ao realizar uma análise comparativa entre os diferentes níveis espaciais, observou-se que a maior agregação não evidencia, necessariamente, uma convergência da renda. Dos resultados obtidos em nível microrregional, todos estes não apresentam um valor de convergência para a renda inicial. Nas mesorregiões, foi observada a convergência de renda em todas as análises, sempre com valores dos coeficientes próximos, sendo que quando não foi diagnosticada dependência espacial quando inserida diversas variáveis explicativas no primeiro nível. Portanto os resultados se assemelharam o de Chasco e López (2009) pelo fato de os níveis mais agregados não terem a mesma tendência dos níveis mais desagregados

Por fim, podemos observar mediante a análise multinível espacial que somente a o estoque inicial de infraestrutura de transporte rodoviário exerceu influência positiva na taxa de crescimento da renda que, por sua vez, impactou na estimação dos demais coeficientes. A influência positiva da infraestrutura de transporte está em conformidade com a literatura, uma vez que Martin e Rogers (1995) alegam que a esta infraestrutura tem um relação direta com a renda devido aos seus impactos nos custos de transporte. Embora esteja em consonância com a mesma conclusão sobre a relação positiva, Lessa (1978) *apud* Faria (2009) vislumbra a infraestrutura de transporte mais do que custos, e sim como um estratégico instrumento de política de promoção de regiões menos desenvolvidas.

As demais variáveis, tais como os coeficientes das defasagens espaciais das infraestruturas rodoviária e energéticas, e do estoque inicial de infraestrutura energética, neste estudo não foram estatisticamente significativas na análise de convergência de renda dos municípios.

## 4. CONCLUSÃO DOS ENSAIOS

Analisando o Problema da Unidade de Área Modificável (MAUP) (Anselin, 1988; Jelinski e Wu, 1996), o primeiro ensaio buscou identificar a presença da convergência de renda no Brasil. O MAUP diz respeito a dois tipos de problemas. O primeiro deles refere-se à situação em que diferentes inferências são obtidas mediante agrupamentos em unidades areais distintas (efeito escala). O outro problema destaca a variabilidade nos resultados devido às distintas formações obtidas considerando as diferenças de unidades nas mesmas escalas (efeito zoneamento).

As análises realizadas no referido estudo destacaram a questão dos efeitos de das quatro escala espaciais adotadas, a saber, municipal, microrregional, mesorregional e

estadual. Mais especificamente, o estudo tem como propósito estabelecer a influência da agregação do espaço no valor do  $\beta$  de convergência de renda.

Os resultados mostram que os efeitos escalas exercem influência no valor de  $\beta$  da convergência da renda.

Apesar a literatura empírica a respeito da questão do MAUP não ser extensa, sobretudo em análises referentes às unidades geográficas brasileiras, os resultados estão em conformidade com as conclusões obtidas por Resende (2009,2011).

Uma contribuição do trabalho residiu na verificação do MAUP das unidades geográficas brasileiras, controlando por problemas de autocorrelação espacial.

A partir dos resultados obtidos no primeiro artigo, buscamos identificar no segundo artigo a influência de estoques de infraestrutura, cujos dados estão disponíveis em nível estadual, na determinação da taxa de crescimento de renda municipal e que, por sua vez, exerce impacto na convergência de renda dos municípios.

Em um segundo momento, buscou-se verificar a veracidade da hipótese de Gotway e Young (p. 638, 2002), de que o problema da inferência ecológica poderia ser resolvido pela análise multinível, ao realizar a análise dos coeficientes dos  $\beta$  em outros níveis geográficos, aplicando a hipótese de  $\beta$ -convergência nas micro e mesorregiões.

A análise multinível estabelecida no segundo ensaio possui os estoques estaduais de infraestrutura rodoviárias e elétrica no segundo nível hierárquico. No primeiro nível são utilizadas as mesmas variáveis adotadas no primeiro ensaio.

O controle da dependência espacial também foi tratado no segundo artigo. Os resultados obtidos constataram a presença de convergência de renda nas análise municipal. Na análise hierárquica espacial, o fator estadual que apresentou significância estatística foi somente o estoque de infraestrutura rodoviária.

O mesmo modelo hierárquico espacial da convergência de renda condicional foi estimado em nível micro e mesorregional. A abordagem em questão foi pouco explorada na literatura. Uma das conclusões extraídas ao longo dos dois ensaios, é que a modelagem hierárquica espacial não contorna o Problema da Unidade de Área Modificável.



## REFERÊNCIAS

- ABITANTE, K.G. Desigualdade no Brasil: um estudo sobre convergência de renda. **Pesquisa & debate**, vol. 18, n.2 (32), pp. 155-169, 2007.
- ABRAMOVITZ, Moses. Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. **Journal of Economic History**, vol. 46, 1986.
- AGÉNOR, P.R. e MORENO-DODSON, B. Public infrastructure and economic growth: new channels and policy implications, in M. Francese, D. Franco, and R. Giordano (eds) *Public Expenditure*, Banca d'Italia, Roma, 2007.
- ALMEIDA, E. S. ; Haddad, E. A. ; HEWINGS, G. J. D. . The transport-regional equity issue revisited. **Regional Studies**, v. 44, p. 1387-1400, 2010b.
- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Curso de Mestrado em Economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora, 2010. Mimeografado.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Kluwer Academic, Boston, 1988.
- ARBIA, G. **Spatial Econometrics**. Springer, 2006.
- AUSCHAUER, D. A. (1989). Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, vol. 23, p. 177-200.
- AZZONI, C., MENEZES FILHO, N., MENEZES, T. e SILVEIRA NETO, R. **Geografia e Convergência de Renda entre os Estados Brasileiros**. IPEA, 2000.
- BARRETO, R. C. S. ; ALMEIDA, E. S. . A contribuição da pesquisa para convergência e crescimento da renda agropecuária no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural** (Impresso), v. 47, p. 719-737, 2009.
- 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, 2008a.
- BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**. 1992
- BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: Mc Graw - Hill. 1995.
- BAUMOL, William J. e WOLFF, Edward N. Productivity Growth, Convergence and Welfare: Reply. **American Economic Review**. Vol. 78, N.5, 1988.
- BAUMONT, C. **Spatial Effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo., Université de Bourgogne, 2004.
- BICKEL, R. *Multilevel Analysis For Applied Research*. **Guilford Press**, New York, 2007.
- BISHOP, J.A., FORMBY, J.P. e THISTLE, P.D. **Convergence and divergence of Regional Income Distributions and Welfare**. Working Paper, Department of Economics, University of Alabama, 1993.
- CANOVA, F.; MARCET, A. **The poor stay poor: non-convergence across countries and regions**. CEPR Discussion Paper n. 1265, 1999.
- CARMIGNANI, F. The Road to Regional Integration in Africa: Macroeconomic Convergence and Performance in COMESA. **Journal of African Economies**, 15, 212-250, 2006.
- CASSETI, E., (1972). Generation models by the expansion method: applications to the investigations of fertility development relations. **Modeling and Simulation**, v.13, p.961-966, 1972.
- CHASCO, C.; LÓPEZ, A. M. Multilevel models: an application to the Beta-convergence model. **Région et Développement**, 2009.

- CHATTERJI, M. e DEWHURST, J. **Convergence clubs and relative economic performance in Great Britan**. *Regional Studies*, 30:31–40, 1996.
- COSTA, L. M. **Análise do processo de convergência de renda nos estados brasileiros: 1970-2005**. (Dissertação de Mestrado) – Rio de Janeiro, RJ – Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getúlio Vargas, 2009.
- CRAVO, T. e SOUKIAZIS, E. O Capital Humano como Fator Determinante para o Processo de Convergência entre os Estados do Brasil. In: Encontro Regional de Economia/Nordeste: Estratégias de Desenvolvimento Regional. **Anais**. 2006.
- DE NEGRI, J. A. e SALERMO, M. (eds.) **Inovação, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Rio de Janeiro:Ipea. 2005
- DE VREYER P.; SPIELVOGEL, G. **Spatial externalities between Brazilian municipios and their neighbours**. Ibero America Institute for Econ. Research, IAI Discussion Papers 123, 2005.
- DELONG, J. B. Productivity Growth, Convergence and Welfare: comment. *The American Economic Review*, 1988.
- DURLAUF, S.; JOHNSON, P. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 10, n. 4, p. 365–384, 1995.
- ERTUR, C. e KOCH, W. Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence. *J. Appl Econ*. V. 22, 2007.
- FARIA, W. R. **Efeitos Regionais de Investimentos em Infra-Estrutura de Transporte Rodoviário** (Dissertação de Mestrado) – Belo Horizonte, MG – CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, 2009.
- FAZIO, G.;PIACENTINO,D. **Testing for Convergence from the Micro-Level**. Università degli Studi di Palermo. Università di Napoli "Parthenope", 2011. Disponível em: < [http://www.gla.ac.uk/media/media\\_197524\\_en.pdf](http://www.gla.ac.uk/media/media_197524_en.pdf)>. Acesso em: 07/06/2011.
- FERREIRA, P. C. G. ; MALLIAGROS, T. G. . Impactos Produtivos de Infra-estrutura no Brasil, 1950-1995. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (Rio de Janeiro), Rio de Janeiro, v. 2, p. 315-338, 1998.
- FERREIRA, P.C. e ELLERY Jr, R. Convergência Entre a Renda *per Capita* dos Estados Brasileiros. **Revista de Econometria**, 1996.
- 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.
- FLORAX, R., FOLMER,H., REY, S. **Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry`s methodology**. Working Paper, Department of Spatial Economics, Free University Amsterdam, 2002.
- FOURIE, J. Economic Infrastructure: A Review Of Definitions, Theory And Empirics. **South African Journal Of Economics** (74), 530-556, 2006.
- GOLDSTEIN, H. **Multilevel statistical methods**. Edward Arnold, Londres, 1995.
- GOTWAY, C.A., YOUNG, L.J., 2002. Combining incompatible spatial data. **J. Am. Stat. Assoc.** 97, 632–648.
- GROLLI, P. A, OLIVEIRA, C. A. e JACINTO, P. A. Crescimento Econômico e Convergência com a Utilização de Regressões Quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul (1970 a 2001). In: XXXIV Encontro Nacional de Economia – ANPEC. **Anais**. 2006.
- HADDAD, E. A. **Linking Interregional CGE Models with Geo-Coded Transportation Network Infrastructure Models**. Working Paper Nereus, n.04, 2004.
- HARFUCH, L.; SANTOS FILHO, J. I. . Convergência do PIB per capita das Microrregiões Paranaenses. In: **IV ECOPAR**, 2005, Toledo-PR. IV ECOPAR, 2005.

- HOLTZ-EAKIN, D. (1994). Public-sector capital and the productivity puzzle. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 76, p. 12-21.
- HOX, J. **Multilevel Analysis: Techniques And Applications**. Lawrence Erlbaum Associates, New Jersey, 2002
- 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.
- JELINSKI, Dennis E.; WU, Jianguo. The modifiable areal unit problem and implications for landscape ecology. **Landscape Ecology**, Amsterdam, v. 3, n. 11, p.129-140, 1996.
- KELEJIAN, H. H. e ROBINSON, D. P. (1997). Infrastructure productivity estimation and its underlying econometric specifications: a sensitivity analysis. **The Journal of the Regional Science Association International**, vol. 76, n.1, p. 115-131.
- 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
- KESSIDES, C. A review of infrastructure's impact on economic development. In: Batten, D. e Karlsson, C. (orgs.). **Infrastructure and the Complexity of Economic Development**. Springer, Berlin.1996
- KRUGMAN, P.R. **Geography and Trade**. Cambridge: MIT Press, 1991.
- LEMOES, M. B. ; DINIZ, C. C. Impacto Regional da Privatização da Infra-Estrutura no Brasil. In: Rezende; Bruginsky. (Org.). **Infra-Estrutura, perspectivas de reorganização: casos estaduais**. IPEA: Rio de Janeiro, 1997, v. , p. 11-52.
- LUCAS, R. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, 1988.
- MAIA, J.A.R, GARGANTA, R.,SEABRA, A.,LOPES, V.P.,VINAGRE,J.,FREITAS, D.L. de,PRISTA, A., MEIRA, C. Dados longitudinais e modelação hierárquica. Um tutorial para investigadores das ciências do desporto. **Revista Brasileira de Cineantropometria & Desempenho Humano**, vol 7(2), p. 94-108, 2005.
- MANKIW, N., ROMER, D. WEIL, D. **A contribution to the empirics of economic growth**. The Quarterly Journal of Economics. V.107, p. 407-37, 1992.
- 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, P. ROGERS, C. A., ‘Industrial location and public infrastructure’, **Journal of International Economics** 39, 335-351, 1995.
- MARTIN, C., VELAZQUEZ F.J., FUNCK B. **European Integration and Income Convergence. Lessons for Central and Eastern European Countries**, World Bank Technical Paper 514, 2001.
- MENEZES, T. A. e AZZONI, C. R. Convergência de Renda Real e Nominal entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: uma análise de dados em painel. In: XXVIII Encontro da ANPEC. **Anais**. Campinas, 2000. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br/artigos/a0024.pdf>>.
- MONASTERIO, L. M. e ÁVILA. R. P. Uma Análise Espacial do Crescimento Econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). **Economia**. Vol. 5, n.2, p.269-296, jul./dez. 2004.
- MORENOFF, J. D. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight. **American Journal of Sociology**, v.108, n.5, p.976-1017, Mar. 2003.

- MUNNELL, A. H. Infrastructure investment and economic growth. **Journal of Economic Perspectives**, vol. 6, n. 4, p. 189-198.1992
- NAGARAJ, R., VAROUDAKIS, A. e VÉGANZONÈS, M.A. **Long-run growth trends and convergence across indian states**. OCDE Working Paper n. 131, 1998
- NUNES, R. C. e NUNES, S. P. P. O Papel dos Fundos de Participação dos Estados – FPE- na Convergência de Renda *per Capita* dos Estados Brasileiros. **Revista de Economia e Estadística**, Universidad Nacional de Córdoba, 2005.
- OPENSAHW, S. **The Modifiable Areal Unit Problem**, CATMOG 38, 1984
- 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.
- PÁEZ, A.; SCOTT, D.M. Spatial statistics for urban analysis: A review of techniques with examples. **GeoJournal**, v. 61, p. 53–67, 2004.
- PEROBELLI, F. S. FARIA, W. R. FERREIRA, P. G. C. Análise de convergência espacial do PIB *per capita* em Minas Gerais: 1975-2003. In: Fórum BNB 2006. **Anais**.
- PRUD'HOMME, R., Infrastructure And Development, Washington Dc, Paper Prepared For **The ABCDE** (Annual Bank Conference On Development Economics), May 3-5, 2004.
- QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**. Vol. 40, p. 1353-75, 1996.
- QUAH, D. Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs. **Journal of Economic Growth**. V. 2, 1997.
- RAUDENBUSH, S e BRYK, A. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. London: Sage Publications, 1992.
- REIS, E. J. . Convergência de renda municipal no Brasil e em Minas Gerais no período 1872-2000. In: **XIII Seminário sobre a Economia Mineira**, 2008, Diamantina, MG. Economia, História, Demografia e Políticas Públicas Diamantina, MG - 26 a 29 de agosto de 2008. Belo Horizonte. Editora da UFMG, 2008. v. XIII.
- RESENDE, G. M. . Multidimensional economic growth in Brazil, 1970-2000: What is the extent of spatial autocorrelation?. In: **IX Econtro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, 2011, Natal, 2011. p. 1-21.
- RESENDE, G. M. . Multiple dimensions of regional economic growth: the Brazilian case, 1991-2000. In: **49th European Congress of the Regional Science Association International**, 2009, Lodz. 49th European Congress of the Regional Science Association International, 2009.
- REY, S. J. e MONTOURI, B. D. US regional income convergence: A spatial econometric perspective. **Regional Studies**, vol. 33, n.2, p. 143-156, 1999.
- REY, S. **Spatial Analysis of Regional Income Inequality**. Working Paper, Department of Geography, University of Illinois, 2001.
- RIBEIRO, E. C. B. A. **Convergência De Renda Local Entre Os Municípios Brasileiros Para O Período 2000 A 2005**. (Dissertação de Mestrado) – Juiz de Fora, MG – Faculdade de Economia – UFJF, 2010.
- ROMER, P. Endogeneous Technological Change. **Journal of Political Economy**. V. 98, 1990.
- ROUSSEAU, D.M. **Issue of level in Organizational research** . In: Larry L. Cummings e Barry M. Staw (eds.) **Research in Organizational Research** 7: 1-37. Greenwich, CT: JAI Presse, 1985.
- SILVA, E., FONTES, R. e ALVES, L. F. Análise das Disparidades Regionais em Minas Gerais. In: XI Seminário Sobre a Economia Mineira. **Anais**. Diamantina, 2004.

- SILVA, G. J. C. ; FORTUNATO, W. L. L. . Infra-Estrutura e Crescimento Regional: uma Avaliação do Caso Brasileiro no Período de 1985-1998. In: Encontro da ANPEC-NE, 2007, Fortaleza. **Anais**.
- SILVEIRA NETO, R. M. e AZZONI, C. R. Non-Spatial Policies and Regional Income Inequality in Brazil. In: RSAI Congress. **Anais**. São Paulo, 2008.
- SILVEIRA, B. C.; SILVA, R. G.; CARVALHO, L. A.. ANÁLISE DA CONVERGÊNCIA DE RENDA NA REGIÃO NORTE. In: **XLVIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia**, Administração e Sociologia Rural, 2010, Campos Grande. XLVIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2010.
- SNIJDERS, T. A. B. e BOSKER, R. J. **Multilevel analysis: na introduction to basic and advanced multilevel modeling**. Sage Publications.London.1999
- SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quartely Journal of Economics**, vol. 98, 1956.
- SWAMY, P.A.V. Efficient inference in a random coefficient regression model. **Econometrica**,vol. 38, p. 311-323, 1970.
- VENABLES, A.J. **Winners and Losers from Regional Integration Agreements**.Discussion Paper, Centre of Economic Policy Research, London
- VERGOLINO, J. R. O. A hipótese da convergência da renda: um teste para o Nordeste do Brasil com dados microrregionais: 1970-1993. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 27, n. 4, p. 561-581, 1996.
- VIEIRA, N. M.; SONAGLIO, C. M.;CARVALHO, F. M. A. Convergência de renda na Amazônia Legal: Estudo no arco do povoamento adensado. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 4, p. 136-171, 2008.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, MIT Press. Cambrigde. 2002.
- WORLD BANK, The. **Infrastructure At The Crossroads : Lessons From 20 Years Of World Bank Experience**. Washington Dc: **The International Bank For Reconstruction And Development / The World Bank**, 2006