

A análise de convergência de renda no Brasil e o problema de escala espacial*

Pablo Miranda Guimarães***

Mestre em Economia Aplicada pela
Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)


Eduardo Almeida**

Professor Associado do Departamento de
Economia da UFJF, Pesquisador do
Conselho Nacional de Desenvolvimento
Científico e Tecnológico

Resumo

O valor do parâmetro β de convergência tem-se mostrado sensível à hipótese de homogeneidade espacial, bem como à hipótese de aleatoriedade espacial na análise de convergência de renda. No entanto, a sensibilidade do valor de β aos vários níveis de agregação geográfica não foi ainda investigada na literatura internacional. Essa sensibilidade é denominada “problema de escala” no 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 1999 e 2005, modificando apenas os níveis de agregação geográfica. Os resultados indicam que existe um problema de escala na análise de convergência de renda no Brasil.

* Artigo recebido em set. 2010 e aceito para publicação em set. 2016.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann

*** *E-mail:* pablomguima@gmail.com

** *E-mail:* edualmei@gmail.com

Os autores agradecem o apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) para a realização deste artigo.

Palavras-chave

Convergência de renda; problema da unidade de área modificável; autocorrelação espacial

Abstract

The value of the parameter β of convergence has proven sensitive both to the spatial homogeneity hypothesis and to the spatial randomness in the income convergence analysis. However, the sensitivity of the value of beta to different spatial scales has not yet been investigated in the international literature. In practice, this sensitivity is called “scale problem” within the context of the modifiable areal unit problem. This study aims at investigating this issue, keeping the same specification model of income convergence between 1999 and 2005, altering only the spatial scales. The control for spatial autocorrelation is also verified. The main findings indicate that there is a scale problem in the analysis of income convergence in Brazil.

Keywords

Income convergence; modifiable areal unit problem; spatial autocorrelation

Classificação JEL: C21, O18, O47, R11

Introdução

A literatura de crescimento econômico passou por considerável desenvolvimento desde o trabalho seminal de Solow em 1956. A análise de convergência- β 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 seus retornos e, por isso, devem crescer mais rapidamente do que as regiões ricas, nas quais o estoque de capital é superior. Assim, uma relação negativa entre o nível de renda inicial e a sub-

sequente taxa de crescimento tem sido interpretada como o melhor critério para julgar a existência ou não de convergência absoluta.

Do ponto de vista empírico, 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, uma vez 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 de condições iniciais entre as regiões, o modelo de Solow pressupõe implicitamente homogeneidade e aleatoriedade espaciais. A hipótese da homogeneidade espacial considera 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.

O debate da convergência- β de renda desenvolve-se ao redor do valor do coeficiente da renda inicial. 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, Romer e Weil (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; SALA-I-MARTIN, 1995).

Em contrapartida à hipótese de homogeneidade, Durlauf e Johnson (1995) tomam como ponto de partida o modelo proposto por Mankiw, Romer e Weil (1992), mas, ao invés de testarem a forma tradicional de prever convergência, os autores, alternativamente, utilizam a regressão 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 econo-

mias. Nessa linha de investigação, Quah (1996, 1997) e Chatterji e Derhurst (1996) desenvolveram o conceito clubes de convergência. Ao serem formados clubes, um modelo de convergência- β 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. Ao controlar para esses fatores não observados na análise de convergência, o valor de β , em módulo, eleva-se substancialmente em comparação com o valor estimado em estudos nos quais 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 (LUCAS, 1988; ROMER, 1986, 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 de transbordamento, e as outras empresas poderiam usufruir dessa nova tecnologia. Como o crescimento econômico é observado através das regiões, esses transbordamentos ganham uma natureza espacial.¹

Relaxando as duas hipóteses do modelo neoclássico de Solow, Ertur e Koch (2007) buscam estimar um modelo de Solow, ampliado 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 β — elemento fundamental no debate teórico e empírico da literatura de crescimento econômico e de convergência — é sensível às hipóteses subjacentes e implíci-

¹ Rey e Montouri (1999) e Fingleton (1999) incorporaram explicitamente os *spillovers* espaciais à investigação da convergência de renda entre estados americanos e encontraram evidências da existência dos mesmos.

tas dos modelos. Houve muito avanço na literatura teórica e empírica visando melhor identificar esse parâmetro. Entretanto, outro aspecto dos pressupostos de homogeneidade espacial e da aleatoriedade espacial ainda é negligenciado na tentativa de tornar a discussão sobre convergência de renda mais realística. Trata-se da ausência de investigação sobre a sensibilidade de β às modificações da escala espacial. Se houvesse homogeneidade espacial e aleatoriedade espacial no processo de convergência de renda, o coeficiente β deveria ter o mesmo valor, qualquer que fosse o nível de agregação geográfica em que se estivesse trabalhando. No entanto, na presença de heterogeneidade e dependência espacial, os resultados da equação de convergência de renda podem ser sensíveis à escala espacial na qual os dados foram agregados.

Esse ponto é relevante porque os estudos iniciais de convergência de renda começaram no âmbito dos países. Porém, logo em seguida, a hipótese de convergência foi verificada em outras escalas espaciais subnacionais. Por exemplo, Barro e Sala-i-Martin (1995) testaram a hipótese de β -convergência absoluta em 110 países da Organização Para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), entre 1960 e 1990, nesse 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 europeias.

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 escolhido 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 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, aos coeficientes de autocorrelação espacial e aos parâmetros do modelo de regressão.

No Brasil, a hipótese de convergência- β 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, a sua diversidade de níveis de agregação geográfica adotados e os valores de β . A amplitude das

estimativas sugere que provavelmente existe um problema de escala na análise de renda no Brasil, de modo que o nível de agregação espacial influencia na estimação dos coeficientes da equação de convergência de renda. Os valores de β estimados em níveis geográficos mais agregados tendem a ter maior magnitude.

Quadro 1

Resumo dos trabalhos empíricos sobre convergência de renda no Brasil

AUTORES	ESCALAS ESPACIAIS	CONTROLE ESPACIAL	N	TIPOS DE DADOS	PERÍODOS	TIPOS DE CONVERGÊNCIA	β
Grolli, Oliveira e Jacinto (2006)	Municípios do RS	Não	232	Cross-section	1970-80	Absoluta	0,0106
					1970-90		0,0066
					1970-2001		0,0216
					1970-80	Condicional	0,0274
1970-90	0,0114						
1970-2001	0,0185						
Perobelli, Faria e Ferreira (2007)	Municípios de MG	Sim	853	Painel de dados	1975-96 1997-2003 1975-2003	Absoluta	0,013 -0,0417 N/S
Maranduba Junior (2007)	Municípios de MG	Sim	853	Painel de dados	1999-2004	Condicional	-0,6644
Barreto e Almeida (2008)	Municípios do CE	Sim	184	Painel de dados	1996-2003	Condicional	-0,9575
Vieira, Sonaglio e Carvalho (2008) (1)	Municípios da Amazônia Legal	Não	278	Cross-section	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	1981-96	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
							-0,012
Vergolino (1996)	Microrregiões nordestinas	Não	127	Painel de dados	1970-93	Absoluta	-1,300
Silva, Fontes e Alves (2004)	Microrregiões de MG	Não	66	Cross-section	1970-91	Condicional	-0,057
					1991-2000	Absoluta	-0,026
Harfuch e Santos Filho (2008)	Microrregiões do PR	Não	39	Cross-section	1970-2002	Absoluta	-0,0243
Vieira, Sonaglio e Carvalho (2008) (1)	Microrregiões da Amazônia Legal	Não	35	Cross-section	1980-2005	Absoluta	0,0284

(continua)

Quadro 1

Resumo dos trabalhos empíricos sobre convergência de renda no Brasil

AUTORES	ESCALAS ESPACIAIS	CONTROLE ESPACIAL	N	TIPOS DE DADOS	PERÍODOS	TIPOS DE CONVERGÊNCIA	β
Vreyer e Spielvogel (2005)	Áreas mínimas comparadas do Brasil	Não	3487	Cross-section	1970-96	Absoluta	-0,233
						Condicional	(2)-0,565
		(3)-0,635					
		(4)-0,581					
Sim	(5)-0,681						
Reis (2008)	Áreas mínimas comparadas do Brasil	Não	440	Cross-section	1872-2000	Absoluta	-0,0046
					1872-1919		-0,0012
					1919-49		-0,0058
					1949-80		-0,013
					1980-2000		-0,002
	Áreas mínimas comparadas de MG	Não	49		1872-2000	Absoluta	-0,0071
					1872-1919		-0,0149
					1919-49		-0,0122
					1949-80		-0,022
					1980-2000		-0,036
Ribeiro (2010)	Áreas mínimas comparadas do Brasil	Sim	3659	Painel de dados	1980-2007	Condicional	-1,299
Ferreira e Ellery Junior (1996)	Estados brasileiros	Não	23	Cross-section	1970-90	Absoluta	0,013
							0,029
							0,013
Azzoni <i>et al.</i> (2000)	Estados brasileiros	Não	19	Cross-section	1981-96	Absoluta	-0,008
Nunes e Nunes (2004)	Estados brasileiros	Não	20	Painel de dados	1981-96	Absoluta	-0,0009
Cravo e Soukiazis (2006)	Estados brasileiros	Não	25	Painel de dados	1980-2000	Absoluta	(6)-0,0131
							(7)-0,1724
							(8)-0,1227
						Condicional	(9)-0,2218
							(10)-0,2123
							(11)-0,2144
Cravo e Soukiazis (2006)	Estados brasileiros	Não	25	Painel de dados	1980-2000	Absoluta	(12)-0,1878
							(13)-0,0131
							(14)-0,1724
						Condicional	(15)-0,1227
							(16)-0,2218
							(17)-0,2123
							(18)-0,2144
(19)-0,1878							

(continua)

Quadro 1

Resumo dos trabalhos empíricos sobre convergência de renda no Brasil

AUTORES	ESCALAS ESPACIAIS	CONTROLE ESPACIAL	N	TIPOS DE DADOS	PERÍODOS	TIPOS DE CONVERGÊNCIA	β
Abitante (2007)	Estados brasileiros	Não	27	Painel de dados	1995-2002	Condicional	-0,0305
Barreto e Almeida (2008a)	Estados brasileiros	Sim	27	Painel de dados	1986-2005	Condicional	-0,2440
Silveira Neto e Azzoni (2011)	Estados brasileiros	Sim	27	Cross-section	1995-2005	Condicional	-0,038
Costa (2009)	Estados brasileiros	Não	25	Painel de dados	1970-2005	Absoluta	-0,0084
						Condicional	-0,0162
Resende (2011a)	Estados brasileiros	Não	27	Cross-section	1991-2000	Condicional	-0.0706
		Municípios					Não
	Sim		-0.0661				
	Microrregiões	Não	559				-0.0416
		Sim					-0.0352
<i>Spatial Clusters</i>	Não	91	-0.0677				
Resende (2011)	Estados brasileiros	Não	27	Painel de dados	1970-2000	Condicional	(20)-0.0487
							(21)-0.0931
							(22)-0.1135
							(23)-0.048
	Mesorregiões	Não	134	Painel de dados	1970-2000	Condicional	(20)-0.0346
							(21)-0.0779
							(22)-0.1072
							(23)-0.0327
	Microrregiões	Não	522	Painel de dados	1970-2000	Condicional	(20)-0.0305
							(21)-0.0851
							(22)-0.1084
							(23)-0.0348
Área mínima comparada	Não	3657	Painel de dados	1970-2000	Condicional	(20)-0.029	
						(21)-0.1051	
						(22)-0.125	
						(23)-0.0681	

(1) Analisaram somente as microrregiões e os municípios da Amazônia Legal dos Estados de Mato Grosso, Tocantins e Roraima. (2) Sem correção para efeitos fixos. (3) Com correção para efeitos fixos. (4) Modelo de defasagem espacial. (5) Modelo de erro espacial. (6) Mínimos Quadrados Agrupados. (7) β de convergência referente à estimação por efeitos fixos. (8) β de convergência referente à estimação por efeitos aleatórios. (9) β de convergência condicional à taxa de analfabetismo. (10) β de convergência condicional à porcentagem de jovens. (11) β de convergência condicional ao número de anos de escolaridade. (12) β de convergência condicional à produção científica. (13) β de convergência referente à estimação por Mínimos Quadrados Agrupados. (14) β de convergência referente à estimação por efeitos fixos. (15) β de convergência referente à estimação por efeitos aleatórios. (16) β de convergência condicional à taxa de analfabetismo (17) β de convergência condicional à porcentagem de jovens (18) β de convergência condicional ao número de anos de escolaridade. (19) β de convergência condicional à produção científica. (20) Estimação por Mínimos Quadrados Ordinários. (21) Estimação por efeitos fixos. (22) Estimação por primeiras diferenças. (23) Estimação por Método dos Momentos Generalizados.

A Tabela 1 mostra uma análise descritiva dos coeficientes β encontrados na literatura nacional, conforme exposto no Quadro 1, segundo as escalas espaciais mais frequentemente adotadas nos estudos brasileiros sobre o tema.

Tabela 1

Análise descritiva dos coeficientes β nos trabalhos de convergência de renda no Brasil

DESCRIMINAÇÃO	NÚMERO	MÉDIA	MEDIANA	DESVIO-PADRÃO	MÁXIMO	MÍNIMO
Estado	22	-0.0822	-0.0484	0.0890	0.0290	-0.2440
Área Mínima Comparável	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: Quadro 1.

O objetivo deste estudo é realizar uma análise de sensibilidade dos resultados da convergência de renda entre os níveis geográficos no Brasil, analisando o coeficiente β das diferentes unidades espaciais do País, investigando, assim, se ocorre o problema de escala no processo de convergência de renda. A questão a ser averiguada, então, é se o coeficiente que acompanha o Produto Interno Bruto (PIB) inicial, ou seja, o valor estimado do β 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, 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.

1 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).

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 β e o termo de erro ε (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, as regiões passam a convergir para os seus próprios *steady-states*, que, por sua vez, podem ser distintos entre si, em vez de convergirem para um único *steady-state* comum a todas as regiões. 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:

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

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, θ .

Para se fazer o controle dos efeitos fixos, utiliza-se 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 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.

Posteriormente, estimam-se os modelos de convergência de renda com controle espacial especificados de acordo com o chamado “procedimento robusto”, proposto por Anselin *et al.* (1996). O procedimento robusto consiste em estimar por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) o modelo clássico de regressão linear sem controle espacial. 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_ρ) e o de defasagem (ML_λ), em suas versões convencionais e robustas. Consequentemente, neste artigo, 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 por intermédio da seguinte expressão:

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \rho W \ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) + \beta \ln(Y_{i,t}) + X_{i,t}\theta + \lambda W\xi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

A $W \ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right)$ denota um vetor n por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ representa o coeficiente autorregressivo espacial, λ 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 ε 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 de erro espacial (modelo SEM), as restrições sobre os coeficientes espaciais são de que $\rho = 0$ e $\lambda \neq 0$.

2 Base de dados

O presente trabalho utilizou todos os dados logaritmizados² de forma a captar a elasticidade constante entre as variáveis explicativas em relação à variável dependente para cada escala espacial diferente, a saber, dos 5507 municípios³, 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 é 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. Os dados que não estavam disponibilizados pelas agências estatísticas brasileiras nos

² Certas unidades espaciais não apresentam valores nulos para algumas variáveis. Para contornar tal problema, será adotado o procedimento explicitado em Wooldridge (2010, p. 182), 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, o que não é o caso do estudo em questão.

³ Malha municipal de 1997.

níveis mais agregados geograficamente foram agregados espacialmente⁴, 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
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
$CH_{i,t}$	(1)Nível de capital humano <i>per capita</i>	+	Com, no mínimo, o ensino médio completo/população	RAIS e IBGE
$CTT_{i,t}$	Carga tributária total pelo $PIB_{i,t}$	-	Valores pecuniários/valores pecuniários	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
$DCA_{i,t}$	Despesa de capital pelo $PIB_{i,t}$	+	R\$ (mil)	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE
$DCO_{i,t}$	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
$GAP_{i,t}$	(2) <i>Gap</i> da produtividade	+	R\$ (mil)/horas trabalhadas	IBGE e RAIS
$ROY_{i,t}$	Volume de <i>royalties</i> recebidos pelo $PIB_{i,t}$	+	R\$ (mil)	<i>InfoRoyalties</i> , a partir de dados da ANP, da FGV e IBGE

(1) A *proxy* utilizada para tal variável foi o logaritmo natural da razão entre o número de pessoas com, no mínimo, ensino médio completo que está no mercado formal sobre a população estimada. (2) 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.

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.

⁴ 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.

Tabela 2

Análise descritiva das variáveis referentes a diferentes níveis geográficos do Brasil — 1999/2005

DESCR- ÇÃO	TX	PIB	CH	CTT	FPM	DCA	DCO	GAP	ROY
Municípios (1)									
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
Microrregião (2)									
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
Mesorregião (3)									
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
Unidade da Federação (4)									
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

NOTA: Elaboração própria.

(1) 5.507 municípios. (2) 558 microrregiões. (3) 137 mesorregiões. (4) 27 unidades federativas.

Com as matrizes W de ponderações espaciais selecionadas, baseadas no procedimento de Baumont (2004)⁵, foram estimadas as estatísticas de autocorrelação espacial, a saber, o I de Moran e o c de Geary para a taxa de crescimento econômico (TX). Para os níveis municipal, microrregional e

⁵ 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 a que apresenta a maior autocorrelação espacial estatisticamente significativa.

estadual, as matrizes W 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 na convenção-torre. A Tabela 3 mostra as estatísticas de autocorrelação espacial para todas as unidades geográficas.

Tabela 3

Indicadores de autocorrelação espacial para a taxa de crescimento econômico em diferentes níveis geográficos, no Brasil — 1999/2005

NÍVEL GEOGRÁFICO E INDICADOR	COEFICIENTE	MÉDIA	DESVIO- PADRÃO	Z-VALOR
Município				
<i>I</i> de Moran	0,311	0,000	0,019	16,321
<i>c</i> de Geary	0,703	1,000	0,020	-14,328
Microrregião				
<i>I</i> de Moran	0,378	-0,002	0,034	11,023
<i>c</i> de Geary	0,606	1,000	0,036	-10,830
Mesorregião				
<i>I</i> de Moran	0,320	-0,007	0,055	5,926
<i>c</i> de Geary	0,690	1,000	0,059	-5,214
Unidade da Federação				
<i>I</i> de Moran	0,275	-0,038	0,124	2,516
<i>c</i> de Geary	0,851	1,000	0,128	-1,157

NOTA: Elaboração própria.

Com base nos indicadores de autocorrelação espacial da Tabela 3, 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, microrregiões e mesorregiões, os coeficientes foram altamente significativos, indicando uma autocorrelação espacial positiva, evidenciando, assim, uma concentração espacial da taxa de crescimento da renda entre os anos 1999 e 2005.

3 Resultados e discussão

Inicialmente, todos os modelos de análise de convergência de renda foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários para os níveis municipal, microrregional, mesorregional e estadual. Os testes de diagnósticos de tais estimações estão expostos no Quadro 3.

Os resíduos foram checados para autocorrelação espacial. Detectou-se autocorrelação espacial nos resíduos em todas as regressões de convergência, exceto nas regressões estaduais controladas pelos efeitos não observados.

Quadro 3

Diagnóstico da estimação das regressões de convergência para as escalas espaciais

MUNICÍPIOS		NORMALIDADE	AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Erro/defasagem
	Cond.	Sim	Erro/defasagem
Dados em diferença	Abs.	Sim	Erro
	Cond.	Sim	Erro
MICRORREGIÕES		NORMALIDADE	AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Erro/defasagem
	Cond.	Sim	Erro
Dados em diferença	Abs.	Sim	Erro
	Cond.	Sim	Erro
MESORREGIÕES		NORMALIDADE	AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Erro/defasagem
	Cond.	Sim	Erro/defasagem
Dados em diferença	Abs.	Sim	Erro
	Cond.	Não	Erro
UNIDADES DA FEDERAÇÃO		NORMALIDADE	AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL
<i>Cross-section</i>	Abs.	Sim	Defasagem
	Cond.	Não	Defasagem
Dados em diferença	Abs.	Não	Ausência
	Cond.	Não	Ausência

Para o nível municipal, os testes de Multiplicador de Lagrange (ML), tanto para a convergência absoluta quanto para a convergência condicional, mostraram-se ambíguos na detecção da forma da autocorrelação espacial. Por isso, nesses casos, foram estimados tanto o modelo SEM quanto o modelo SAR. Apenas para regressão de convergência condicional com controle para efeitos fixos, o procedimento robusto de especificação indicou claramente o modelo de erro espacial (SEM) como o melhor.

Para o nível microrregional, obtêm-se mais claramente indicações para a especificação da forma da autocorrelação espacial no Quadro 3. O procedimento indicou o modelo SEM como o mais adequado, exceto para a re-

gressão de convergência absoluta com dados em corte transversal em que se revelou ambíguo.

Para o nível mesorregional, o teste de Jarque-Bera somente na análise de convergência condicional de renda rejeitou a hipótese nula de normalidade nos termos de erro. Quanto à regressão de convergência com dados em *cross-section*, o procedimento de especificação foi inconclusivo, não indicando o melhor modelo para controle da autocorrelação espacial. Desse modo, decidiu-se estimar tanto o modelo de erro quanto o de defasagem de forma a poder selecionar 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 o nível estadual, a presença da normalidade dos termos de erro só foi detectada na convergência absoluta com dados em *cross-section*. Com esse tipo de dados, o procedimento robusto de especificação aponta para 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 para a condicional. Isso é explicado pela quantidade menor de observações e, conseqüentemente, de potenciais interações entre os estados.

O Quadro 4 reporta-se aos resultados obtidos pelas regressões estimadas por MQO tanto para os modelos com dados em *cross-section* quanto para os com dados em diferença. O destaque é dado para o valor do parâmetro β de cada modelo de convergência. Por conta disso, para a constante (α) e as outras variáveis explicativas, serão expostos somente os sinais obtidos e suas significâncias estatísticas.

Observando o valor estimado de β e sua significância estatística em cada regressão, encontra-se convergência em todas as estimações que controlam para efeitos fixos nas quatro escalas espaciais.

Os resultados encontrados da estimação MQO evidenciam a importância do controle das características não observadas das regiões (tecnologias, instituições e preferências), que influenciam na convergência de renda em todos os níveis geográficos. Em decorrência disso, as magnitudes das estimativas de β das regressões com dados em diferença foram muito menores do que os coeficientes estimados do PIB inicial nas regressões com dados em corte transversal, sem controle para efeitos fixos.

Após a detecção de autocorrelação espacial nos resíduos da maioria das regressões de convergência, foi feita a estimação com controle da autocorrelação espacial, cujos resultados estão reportados no Quadro 5.

Para o nível municipal, devido à indefinição de qual o modelo mais adequado pelo procedimento de especificação, foram estimados tanto o

modelo SAR quanto o SEM. O modelo SAR ainda apresentava autocorrelação espacial em seus resíduos, diferentemente do modelo SEM que corrigiu a dependência espacial. Os valores de β do modelo de erro espacial tanto para a convergência absoluta quanto para a condicional foram -0,0352 e -0,0472, respectivamente, sendo maiores aos obtidos pela média dos β encontrados em estudos com dados municipais na literatura (-0,1599), de acordo com a Tabela 1.

Quadro 4

Estimação das regressões sem controle para a autocorrelação espacial

VARIÁVEL DEPENDENTE: $\ln(\text{PIB}_{2005}/\text{PIB}_{1999})$										
MUNICÍPIOS										
		α	PIB_{1999}	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY
Cross-section	Abs.	***+	***-0,0268							
	Cond.	-	***-0,0368	-	**+	**-	+	+	+	+
Dados em diferença	Abs.	***+	***-1,1377							
	Cond.	***+	***-1,1281	***+	+	-	**-	-	-	*+
MICRORREGIÕES										
		α	PIB_{1999}	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY
Cross-section	Abs.	***+	0,0066							
	Cond.	+	0,0338	*-	***+	**-	*+	+	-	+
Dados em diferença	Abs.	***+	***-0,9842							
	Cond.	***+	***-0,9665	+	+	+	*-	+	-	*+
MESORREGIÕES										
		α	PIB_{1999}	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY
Cross-section	Abs.	*+	-0,0197							
	Cond.	-	0,0434	*-	+	-	+	+	-	-
Dados em diferença	Abs.	***+	***-0,8272							
	Cond.	+	***-0,8135	+	+	-	-	-	-	+
ESTADOS										
		α	PIB_{1999}	CTT	DCA	DCO	FPE	GAP	CH	ROY
Cross-section	Abs.	***+	0,0266							
	Cond.	*-	0,0785	*+	+	+	+	+	+	+
Dados em diferença	Abs.	***+	***-1,1014							
	Cond.	**+	***-1,3228	-	-	-	-	-	+	+

NOTA: *** significativo em 0,1%; ** significativo em 1%; * significativo em 5%.

Para o nível microrregional, o modelo SEM foi o que corrigiu a autocorrelação espacial nos resíduos para todas as regressões. Contudo, para as regressões com dados em corte transversal, os valores de β não se revelaram significativos para nenhum dos dois tipos de convergência. Para dados em diferenças, ambos os valores estimados de β foram significativos em 0,1%, assumindo magnitudes equivalentes a -1,035 e -1,013 para a convergência absoluta e condicional respectivamente. Essas magnitudes são muito menores do que a média das estimativas da literatura em estudos microrregionais (-0,1559).

Assim como para a escala microrregional, não houve evidências de convergência condicional mesorregional no modelo com dados em corte transversal. Os coeficientes de β das regressões que controlam para efeitos fixos mostraram-se 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 em relação às microrregionais.

Para o nível estadual, os resíduos dos modelos com dados em *cross-section* indicaram dependência na forma de defasagem espacial. Em que pese isso, os valores de β não se revelaram significativos estatisticamente na análise absoluta nem na condicional. Por sua vez, os resíduos das estimações com dados em diferenças não indicaram dependência espacial, fazendo com que as estimativas de MQO fossem apropriadas para a análise de convergência de renda absoluta e condicional. As estimativas β para dados em diferença foram significativas estatisticamente, sendo que a magnitude de β da convergência condicional foi a menor de todas as análises feitas aqui. Comparando com a média dos estudos estaduais na literatura (-0,0822), percebe-se a diferença de magnitude. Parte dessa diferença é explicada pelo problema de escala. Outra parte deve-se ao pequeno tamanho da amostra, que faz com o estimador MQO não atinja as propriedades assintóticas. Ainda em relação aos modelos SAR de convergência com dados em *cross-section*, convém destacar que o estimador utilizado foi MQ2E, que é viesado em amostras finitas.

Quadro 5

Resultado das Regressões de Convergência com Controle Espacial

Variável Dependente: In (PIB ₂₀₀₉ /PIB ₁₉₉₉)														
Municípios														
		Modelo	α	PIB ₁₉₉₉	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY	λ	ρ	Δ
Cross-section	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***		-
Microrregiões														
		Modelo	α	PIB ₁₉₉₉	CTT	DCA	DCO	FPM	GAP	CH	ROY	λ	ρ	Δ
Cross-section	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
Mesoregiões														
		Modelo	α	PIB ₁₉₉₉	CTT	DCA	DCO	FPE	GAP	CH	ROY	λ	ρ	Δ
Cross-section	Abs.													-
	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
Estados														
		Modelo	α	PIB ₁₉₉₉	CTT	DCA	DCO	FPE	GAP	CH	ROY	λ	ρ	Δ
Cross-section	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

NOTA: *** significativo em 0,1%; ** significativo em 1%; * significativo em 5%.

Considerações Finais

O presente trabalho teve por objetivo analisar a possível sensibilidade das estimativas da equação de convergência de renda em termos de sinal, magnitude e significância estatística a diferentes escalas espaciais em que os dados são agregados regionalmente.

A influência dos efeitos não observados na convergência de renda também tem destaque no estudo. A maior variação na magnitude dos coeficientes estimados tem como motivo o controle para os efeitos fixos. O impacto do controle para efeitos fixos nas estimativas é maior do que o impacto do controle espacial. Conclui-se, portanto, que essas características não observadas são essenciais para serem consideradas na análise de convergência de renda para todos os níveis espaciais.

Somente a estimação em diferenças da análise de convergência condicional estadual apresentou caráter a-espacial. Para todos os outros níveis,

houve a necessidade do controle para a autocorrelação espacial, o que mostra a importância de se levar em consideração a interação entre as regiões.

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 β e de seus níveis de significância estatística.

Em relação ao estoque de capital e à influência no coeficiente β , conforme os pressupostos de Barro e Sala-i-Martin (1995), o β foi estimado a partir de um estoque fixo de capital. Com as modificações dos estoques das variáveis no tempo, a análise de convergência de renda de uma região sofrerá variações, destacando, portanto, a sensibilidade do coeficiente de convergência de renda frente às oscilações macroeconômicas de médio e longo prazo (SACHS; WARNER, 1997).

Em suma, as estimações feitas aqui mostraram uma substancial sensibilidade de seus resultados para a escala espacial na qual os dados são agregados regionalmente. Nesse sentido, existem fortes indícios de que existe um problema de escala no processo de convergência de renda no Brasil. Em decorrência disso, é preciso, portanto, ser extremamente cauteloso na interpretação dos resultados extraídos da análise de convergência de renda.

Uma eventual solução para o problema de escala pode ser a adoção da abordagem multinível. Essa abordagem possibilita a relação entre as variáveis que compõem dado nível, especificando como as variáveis de um nível geográfico exercem influência sobre outro. Trata-se de uma extensão válida para ser investigada em futuros trabalhos.

Referências

ABITANTE, K. G. Desigualdade no Brasil: um estudo sobre convergência de renda. **Pesquisa & debate**, São Paulo, v. 18, n. 2, p. 155-169, 2007.

ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead, and falling behind. **Journal of Economic History**, Cambridge, v. 46, n. 2, p. 385-406, 1986.

ANSELIN, L. *et al.* Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, [S.l.], v. 26, n. 1, p. 77-104, 1996.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.

ARBIA, G. **Spatial Econometrics**. [S.l.]: Springer, 2006.

AZZONI, C. *et al.* **Geografia e Convergência de Renda entre os Estados Brasileiros**. [Brasília, DF]: 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**, Piracicaba, v. 47, n. 3, p. 719-737, 2009.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S. A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB *per capita* no Ceará. In: ENCONTRO SOBRE A ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE, 4., 2008, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Ipece, 2008. Disponível em: <http://www2.ipece.ce.gov.br/encontro/artigos_2008/1.pdf>. Acesso em: jan. 2012.

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: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 6., 2008, Aracaju. **Anais...** São Paulo: ABER, 2008a.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: Mc Graw-Hill, 1995.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.

BAUMOL, W. J.; WOLFF, E. N. Productivity growth, convergence and welfare: reply. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 78, n. 5, p. 1155-1159, 1988.

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

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

CHATTERJI, M.; DEWHURST, J. Convergence clubs and relative economic performance in Great Britain. **Regional Studies**, [S.l.], v. 30, n. 1, p. 31-40, 1996.

COSTA, L. M. **Análise do processo de convergência de renda nos estados brasileiros: 1970-2005**. 47 f. 2009. Dissertação (Mestrado) — Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2009.

CRAVO, T.; SOUKIAZIS, E. O capital humano como fator determinante para o processo de convergência entre os estados do Brasil. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA: NORDESTE, 2006, Fortaleza. **Estratégias de Desenvolvimento Regional**. Fortaleza: [Anpec], 2006. Disponível em: <<http://d001ctp01/content/aplicacao/Eventos/forumbnb2006/gerados/artigos.asp>>. Acesso em: maio 2008.

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

ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. **Journal of Applied Econometrics**, Malden, MA, v. 22, n. 6, p. 1033-1062, 2007.

FERREIRA, P. C.; ELLERY JUNIOR, R. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

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

GROLI, P. A.; OLIVEIRA, C. A.; 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: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2006. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A014.pdf>>. Acesso em: fev. 2010.

HARFUCH, L.; SANTOS FILHO, J. I. Convergência do PIB *per capita* das Microrregiões Paranaenses: 1970-2002. **A Economia em Revista**, Maringá, v. 16, n. 2, p. 5-16, 2008.

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

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal of Economic Surveys**, Malden, MA, v. 17, n. 3, p. 309-362, 2003.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, [S.l.], v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, [S.l.], v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MARANDUBA JUNIOR, N. G. **Política regional, crescimento econômico e convergência de renda em Minas Gerais**. 2007. 137 f. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia e Administração, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2007.

MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R. Convergência de Renda Real e Nominal entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: uma análise de dados em painel. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28., 2000, Campinas. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2000. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br/artigos/a0024.pdf>>. Acesso em: 9 maio 2011.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). **Economia**, Brasília, DF, v. 5, n. 2, p. 269–296, 2004.

NUNES, R. C.; 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**, Córdoba, v. 42, n. 2, p. 89-103, 2004.

PACE, R. K.; LeSAGE, J. P. Spatial Autoregressive Local Estimation. In: MUR, J.; ZOLLER, H.; GETIS, A. (Ed.). **Spatial Econometrics and Spatial Statistics**. London: Palgrave, 2004. part 2, p. 31-51.

PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. Análise de convergência espacial do PIB *per capita* em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Juiz de Fora, v. 1, n. 1, p. 85-113, 2007.

QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, [S.l.], v. 40, n. 6, p. 1353-1375, 1996.

QUAH, D. Empirics for Growth and Distribution: stratification, polarization and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, [S.l.], v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997.

REIS, E. J. Convergência de renda municipal no Brasil e em Minas Gerais no período 1872-2000. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 13., 2008, Diamantina, MG. **Economia, História, Demografia e Políticas Públicas**. Belo Horizonte: Editora da UFMG, 2008. v. 13.

RESENDE, G. M. Multidimensional economic growth in Brazil, 1970-2000: what is the extent of spatial autocorrelation? In: ENCONTRO NACIONAL DA

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 9., 2011, Natal. **Anais...** São Paulo: ABER, 2011. p. 1-21.

RESENDE, G. M. Multiple dimensions of regional economic growth: the Brazilian case, 1991-2000. **Papers in Regional Science**, [S.l.], v. 90, n. 3, p. 629-662, 2011a.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, [S.l.], v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

RIBEIRO, E. C. B. A. **Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005**. 2010. 140 f. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2010.

ROMER, P. Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 98, n. 5, p. S71-102, 1990.

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

SACHS, J. D.; WARNER, A. M. Fundamental Sources of Long-Run Growth. **The American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 87, n. 2, p. 184-188, 1997.

SILVA, E.; FONTES, R.; ALVES, L. F. Análise das disparidades regionais em Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 11., 2004, Diamantina. **Anais...** Belo Horizonte: Cedeplar, 2004. Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/diamantina2004/textos/D04A005.PDF>>. Acesso em: jan. 2010.

SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Non-Spatial Policies and Regional Income Inequality in Brazil. **Regional Studies**, [S.l.], v. 45, p. 453-461, 2011.

SILVEIRA, B. C.; SILVA, R. G.; CARVALHO, L. A. Análise da convergência de renda na Região Norte. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campos Grande. **Anais...** Brasília, DF: Sober, 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/1136.pdf>>. Acesso em: maio 2011.

SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, [S.l.], v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

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**, Taubaté, v. 4, n. 4, p. 136-171, 2008.

VREYER, P. De; SPIELVOGEL, G. **Spatial externalities between Brazilian municipios and their neighbours**. Göttingen: Ibero-America Institute for Economic Research, 2005. (IAI Discussion Papers, 123).

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

