

Crescimento econômico dos municípios da Região Sul do Brasil: uma análise espacial*

*Guilherme Mendes Resende***

Doutorando (PhD Candidate) pela London School of Economics (LSE), Mestre em Economia pelo Cedeplar-UFMG e Técnico de Planejamento e Pesquisa do IPEA-DF

*Alexandre Manoel Angelo da Silva****

Mestre em Economia pela EPGE-FGV e Técnico de Planejamento e Pesquisa do IPEA-DF

Resumo

Neste artigo, analisam-se os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul do Brasil no período 1991-00. No modelo de erro espacial estimado, verifica-se que a ocorrência de choque aleatório em um desses municípios transborda para toda a Região Sul do Brasil. Além disso, as estimações mostram que, quanto maiores forem os níveis de escolaridade e as taxas de urbanização, maiores serão as taxas de crescimento da renda do trabalho. Por outro lado, quanto menores forem o número de homicídios, a concentração de renda e os níveis iniciais da renda, maiores serão as taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região.

Palavras-chave

Externalidade; crescimento da renda do trabalho; municípios sulistas.

* Artigo recebido em jan. 2006 e aceito para publicação em maio 2007.

** E-mail: guilherme.resende@ipea.gov.br

*** E-mail: alexandre@ipea.gov.br

Abstract

In this paper, we analyze the determinants of labor income growth rate of Brazilian Southern municipalities in the period 1991-2000. In the estimated spatial error model, we verify that one random shock on a specific municipality in the South region propagates itself throughout the region. Besides, the estimations show that the higher are schooling and urbanization rates, the higher is the labor income growth rate. On the other hand, the smaller are number of homicides, income inequality and initial income level, the higher is the labor income growth rate of Brazilian Southern municipalities.

Key words

Externalities; labor income growth; southern municipalities.

Classificação JEL: R11, R58.

1 Introdução

Este trabalho analisa os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul do Brasil no período 1991-00, verificando também a existência de externalidades espaciais¹ que podem estar influenciando o crescimento econômico desses municípios. No *mainstream* da teoria econômica, a discussão sobre externalidades espaciais (*spillovers*) é um tema recente (Fujita; Krugman; Venables, 1999).

No que diz respeito à literatura empírica mundial, a relação entre as externalidades espaciais e o crescimento econômico é feita utilizando-se econometria espacial. Rey e Montoury (1999) fazem uma análise estadual para os Estados Unidos; Fingleton (1999) estuda as regiões da União Européia; e Moreno e Trehan (1997) utilizam uma amostra de países.

No Brasil, o uso de modelos de econometria espacial para discutir essas externalidades tem se baseado, em sua maioria, em dados dos estados brasilei-

¹ Neste artigo, os termos externalidade espacial, externalidade, *spillover* e transbordamento são utilizados como sinônimos; ou seja, esses termos representam a influência que determinada variável econômica de uma localidade gera sobre sua vizinhança.

ros. Magalhães, Hewings e Azzoni (2000) utilizam técnicas de econometria espacial para estudar o processo de convergência de renda, por habitante, entre os estados brasileiros, no período 1970-95. Os resultados encontrados por esses autores mostram a existência de dependência espacial entre os estados brasileiros, sugerindo, portanto, que modelos, ou estudos, de crescimento econômico que utilizam dados dos estados brasileiros e ignoram a dependência espacial estão mal especificados.

Silveira Neto (2001) fornece evidências empíricas da presença de *spillovers* de crescimento entre as economias dos estados brasileiros, no período 1985-97. A partir da estatística e de modelos econométricos espaciais, esse autor evidencia que a localização da economia estadual é um importante condicionante para seu crescimento econômico. Em outras palavras, a economia estadual é significativamente afetada pelos desempenhos das economias vizinhas.

Trabalhos utilizando dados municipais ou microrregionais brasileiros são ainda pouco tratados pela literatura empírica. Monasterio e Ávila (2004) aplicam a econometria espacial para analisar o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) por habitante das 58 áreas estatisticamente comparáveis gaúchas entre 1939 e 2001. Os resultados mostraram que áreas ricas tenderam a ser circundadas por áreas ricas; e áreas pobres, por outras igualmente pobres. O mesmo fenômeno foi encontrado para as taxas de crescimento do PIB por habitante. Utilizando-se modelos econométricos espaciais, verificou-se a ocorrência de convergência do PIB por habitante.

Esses trabalhos fornecem um retrato do estado atual da discussão de crescimento econômico com externalidade espacial no Brasil. Em sua maioria, ao utilizarem dados estaduais, os estudos evidenciam sistematicamente a importância das externalidades espaciais no crescimento econômico.

Neste estudo, são utilizados dados municipais e investigados os determinantes do crescimento da renda do trabalho por meio de um modelo espacial, a fim de captar as externalidades espaciais existentes nos municípios do sul brasileiro. Menciona-se, ainda, que os supostos determinantes do crescimento da renda do trabalho foram escolhidos em consonância com o modelo de Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995).

Além desta **Introdução**, para que se alcance a investigação mencionada, far-se-á, na próxima seção, uma descrição socioeconômica de 594 municípios da Região Sul. Em seguida, serão abordados, respectivamente, o modelo de crescimento econômico dos municípios, a metodologia, a base de dados, os resultados e as conclusões.

2 Descrição socioeconômica de 594 municípios da Região Sul do Brasil

Neste artigo, são utilizadas 594 áreas mínimas comparáveis (AMC)², pertencentes aos três estados que integram a Região Sul do Brasil. A escolha dos municípios pertencentes aos três estados dessa região baseou-se somente na geografia política, desconsiderando-se quaisquer relações econômicas existentes entre os municípios da Região Sul e os de outras regiões. Contudo é válido destacar que, em estudos de economia espacial, essa arbitrariedade está sempre presente, isto é, sempre se deixa de reportar alguma fronteira. Por exemplo, se fosse estudado o crescimento dos municípios brasileiros, estar-se-ia deixando de reportar alguma região (de um país vizinho) que faz fronteira com o Brasil.

No Mapa 1, em relação ao período 1991-00, apresentam-se as taxas médias de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul do Brasil.

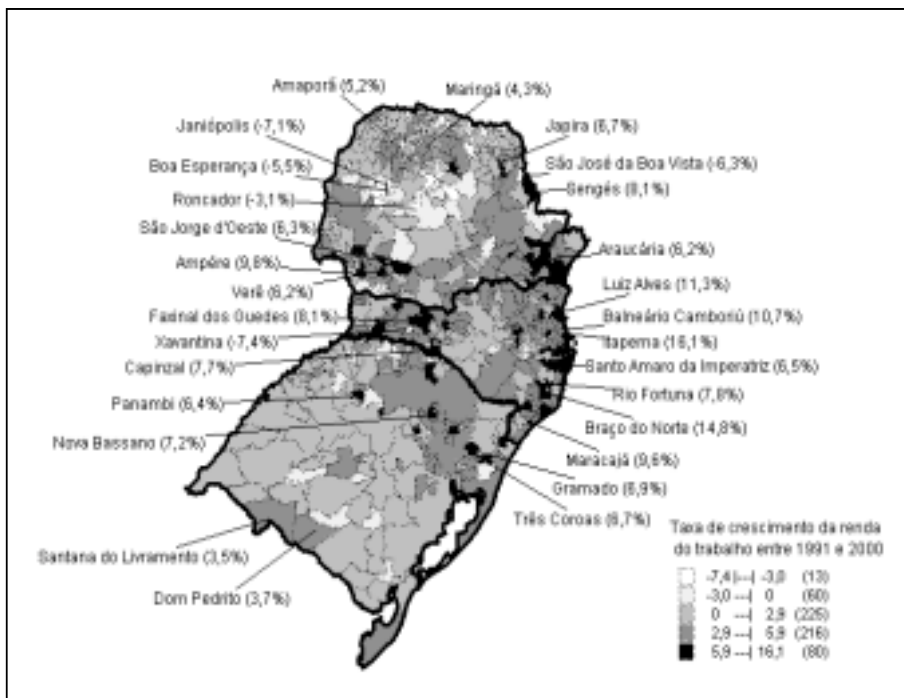
A visualização do Mapa 1 sugere que os municípios de Santa Catarina tiveram, em média, taxas de crescimento da renda do trabalho significativamente maiores que os municípios dos outros estados do sul brasileiro. Em meio a essa prosperidade, existem alguns municípios que mostraram um fraco desempenho. Por exemplo, Xavantina apresentou uma taxa média de crescimento da renda do trabalho negativa.

A análise visual do Mapa 1 sugere, então, que os municípios do Rio Grande do Sul e do Paraná tiveram as menores taxas de crescimento da renda do trabalho da Região Sul do Brasil. Entre os municípios do Paraná, observam-se vários pequenos espaços em branco, denotando possíveis *clusters* de municípios que apresentaram taxas negativas de crescimento da renda do trabalho, como é o caso dos municípios que circundam Junópolis, Boa Esperança, Roncador ou São José da Boa Vista. Não obstante, nesse mapa, constata-se que os municípios do Paraná mais próximos aos pertencentes a Santa Catarina apresentam, quase sempre, altas taxas de crescimento da renda do trabalho.

² No decorrer do texto, AMC e municípios serão usados como termos sinônimos. É válido mencionar que, a partir das fronteiras municipais de 2000, o IBGE recalculou os dados de 1991 conforme as áreas censitárias. Portanto, no período 1991-00, para estudos com municípios, não há necessidade de se trabalhar com AMC. No entanto, em virtude de a agenda de pesquisa dos autores incluir períodos mais extensos na análise, por exemplo, 1970-00, optou-se por utilizar as AMC, de modo a tornar comparáveis futuros estudos.

Mapa 1

Taxas médias percentuais de crescimento da renda do trabalho de 594 municípios da Região Sul do Brasil — 1991-00



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA. **Dados macroeconômicos e regionais.**

Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

Acesso em: jan. 2006.

NOTA: Na legenda, entre parênteses, consta o número de municípios nos respectivos intervalos da taxa média de crescimento da renda do trabalho.

Ao se observar a legenda do Mapa 1, verifica-se, também, que aproximadamente 50% dos municípios da Região Sul do Brasil apresentaram taxa média de crescimento da renda do trabalho acima de 2,9% e que cerca de 12% deles tiveram taxa média de crescimento da renda do trabalho negativa.

Em 1991, os municípios da Região Sul tinham, em média, uma renda por habitante de cerca de R\$ 168,00, com 85% dessa renda proveniente de rendimentos do trabalho; entre 1991 e 2000, a média das taxas de crescimento da renda por habitante dos municípios dessa região foi de 4,3%, enquanto a média das taxas de crescimento da renda do trabalho foi de 2,9%. Em consequência disso, em 2000, em média, a renda por habitante dos municípios da Região Sul passou a ser próxima de R\$ 242,00, com 72% dela proveniente de rendimentos do trabalho. Em outras palavras, as transferências de renda efetuadas pelos Governos Federal, estaduais e municipais aumentaram a participação no total da renda gerada nesses municípios.

Na Tabela 1, para os anos de 1991 e 2000, apresentam-se 20 variáveis referentes aos municípios da região estudada, com seus respectivos valores médios, mínimos, máximos e desvios-padrão.

Em 1991, nesses municípios, em média, o coeficiente de Gini, que mensura a desigualdade interpessoal de renda, era 0,53; entre 1991 e 2000, esse coeficiente aumentou, em média, 0,1. Em vista disso, pode-se suspeitar que as transferências de renda aos municípios dessa região não contribuíram para a diminuição da desigualdade de renda, pois, em média, em 2000, verificou-se uma concentração de renda maior (coeficiente de Gini mais elevado) do que aquela observada em 1991.

Contudo, ao se analisar o percentual de pessoas que moram em domicílios com renda domiciliar por habitante menor que um quarto do salário mínimo, uma *proxy* do nível de pobreza, que, na Tabela 1, está identificado como percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante menor que R\$ 37,75, suspeita-se que as transferências de renda contribuíram para a diminuição do nível de pobreza existente na Região Sul. Em 1991, nos municípios sob enfoque, o percentual de pobres era de cerca de 17%. Entre 1991 e 2000, em média, esse percentual diminuiu aproximadamente sete pontos percentuais, indicando que as transferências diretas governamentais, apesar de não terem contribuído para a diminuição da desigualdade de renda, se mostraram importantes para a diminuição do número de pessoas pobres nesses municípios.

Tabela 1

Descrição socioeconômica de 594 municípios da Região Sul do Brasil — 1991 e 2000

VARIÁVEIS	1991			
	Média (1)	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão
Taxa de crescimento da renda proveniente de rendimentos do trabalho (%)	2,90	-7,30	16,00	2,90
Taxa de crescimento da renda por habitante (%)	4,30	-4,80	12,20	2,10
Taxa de crescimento populacional (%)	-0,10	-8,70	7,10	1,90
Taxa de homicídios (média 1991-00) (%)	16,60	3,30	92,40	9,60
População total	37 255	1 206	1 315 035	101 409
Renda domiciliar total (R\$ de 2000)	9 155 578	133 396	663 551 890	40 892 963
Proporção da renda proveniente de rendimentos do trabalho (%)	0,85	0,66	0,94	0,04
Renda proveniente de rendimentos do trabalho (R\$ de 2000)	7 701 314	115 401	524 803 190	33 569 117
Renda domiciliar por habitante (R\$ de 2000)	168,20	69,40	525,20	58,80
Índice de Gini	0,53	0,36	0,71	0,06
Percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante < R\$ 37,75	17,40	0,80	58,60	10,20
Número médio de anos de estudo	4,10	1,90	8,60	0,80
Percentual de pessoas analfabetas	19,60	2,60	47,30	8,80
Expectativa de vida (anos)	67,50	56,30	74,30	3,40
Taxa de mortalidade infantil	31,60	11,10	80,20	11,40
Taxa de fecundidade	2,90	2,00	4,70	0,50
Densidade populacional	76,70	2,60	3 051,80	255,90
Taxa de urbanização (%)	55,10	8,00	100,00	22,20
Percentual de domicílios com água encanada	48,90	6,80	95,40	20,00
Percentual de domicílios com energia elétrica	88,40	37,30	100,00	11,30

(continua)

Tabela 1

Descrição socioeconômica de 594 municípios da Região Sul do Brasil — 1991 e 2000

VARIÁVEIS	2000			
	Média (1)	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão
Taxa de crescimento da renda proveniente de rendimentos do trabalho (%)	-	-	-	-
Taxa de crescimento da renda por habitante (%)	-	-	-	-
Taxa de crescimento populacional (%)	-	-	-	-
Taxa de homicídios (média 1991-00) (%)	-	-	-	-
População total	42 269	1 338	1 587 315	118 233
Renda domiciliar total (R\$ de 2000)	14 472 889	247 102	983 849 583	63 920 475
Proporção da renda proveniente de rendimentos do trabalho (%)	0,72	0,46	0,82	0,05
Renda proveniente de rendimentos do trabalho (R\$ de 2000)	10 465 254	175 025	720 374 665	45 748 985
Renda domiciliar por habitante (R\$ de 2000)	242,80	96,60	709,90	78,00
Índice de Gini	0,54	0,40	0,77	0,05
Percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante < R\$ 37,75	10,40	0,90	51,30	7,00
Número médio de anos de estudo	5,00	2,90	9,30	0,80
Percentual de pessoas analfabetas	13,60	2,30	34,90	6,60
Expectativa de vida (anos)	71,20	61,50	77,90	3,10
Taxa de mortalidade infantil	18,80	7,20	42,30	5,80
Taxa de fecundidade	2,50	1,70	4,30	0,40
Densidade populacional	90,70	3,00	3 683,70	308,40
Taxa de urbanização (%)	63,60	8,30	100,00	21,00
Percentual de domicílios com água encanada	65,40	8,60	96,90	19,20
Percentual de domicílios com energia elétrica	95,40	57,70	100,00	5,10

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA. **Dados macroeconômicos e regionais.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: jan. 2006.

(1) A média é aritmética.

No que concerne ao número médio de anos de estudo da população com 25 anos em diante, uma *proxy* do nível educacional, em 1991, os municípios da Região Sul do Brasil possuíam, em média, 4,1 anos. Entre 1991 e 2000, esse número médio foi elevado em 0,9 ano, passando, pois, para cinco anos. Ainda em relação à educação, no que diz respeito à taxa de analfabetismo entre pessoas com 25 anos ou mais de idade, entre 1991 e 2000, nesses municípios, houve diminuição de aproximadamente seis pontos percentuais, de modo que essa taxa de analfabetismo declinou de 19,6% para 13,6%.

Entre 1991 e 2000, em média, a taxa de urbanização dos municípios da Região Sul aumentou em torno de oito pontos percentuais, passando de cerca de 55% para próxima de 63%. Desde que essa taxa representa uma *proxy* para o grau de aglomeração nas áreas urbanas desses municípios, esse aumento significa que, nesse período, houve uma diminuição das áreas rurais na Região Sul do Brasil. Em 1991, nos municípios dessa região, em cada 1.000 crianças, com até um ano de idade, morriam cerca de 31 crianças. Em 2000, nesses municípios, essa taxa de mortalidade infantil, uma *proxy* para o estado de saúde da população, passou a ser 18,8. No que diz respeito à porcentagem de domicílios com acesso à água encanada em 1991, os municípios sulistas apresentaram, em média, um percentual de 48,9%. Em 2000, tais municípios aumentaram esse acesso para 65,4%.

Enfim, por meio dessa descrição, percebe-se que, entre 1991 e 2000, excetuando-se o indicador de desigualdade interpessoal da renda, índice de Gini, houve uma melhoria em todos os indicadores socioeconômicos dos municípios da Região Sul.

3 Um modelo de crescimento econômico dos municípios³ da Região Sul do Brasil

Nesta seção, descreve-se o modelo que embasará o trabalho empírico. O modelo supõe que os municípios partilham idênticas dotações de trabalho e de capital, de modo que a poupança e a dotação exógena de trabalho não causam diferenças nas taxas de crescimento econômico dos municípios. Des-

³ O modelo descrito nesta seção está em consonância com Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995).

sa forma, os municípios diferem-se somente via nível de produtividade e qualidade de vida. Assim, tem-se a seguinte função de produção:⁴

$$f(L_{i,t}) = A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma}, \quad (1)$$

onde $A_{i,t}$ representa o nível de produtividade do município i no tempo t ; $L_{i,t}$ representa a população da cidade i no tempo t ; $f(\cdot)$ é uma função de produção Cobb-Douglas, comum entre os municípios, com elasticidade do produto em relação à mão-de-obra σ . Vale mencionar que a interpretação de σ é ampla, advindo de fontes educacionais e do nível da renda do trabalho.

Em equilíbrio, no mercado de trabalho, a renda do trabalho é igual à produtividade marginal do trabalho:

$$W_{i,t} = \sigma A_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-1} \quad (2)$$

Definiu-se a utilidade total como a renda ponderada por um índice de qualidade de vida. Supondo que a qualidade de vida é uma função monotonicamente inversa do tamanho dos municípios:

$$\text{qualidade de vida} = Q_{i,t} L_{i,t}^{-\delta} \quad (3)$$

no qual $\delta > 0$. O índice de qualidade de vida captura efeitos de vários fatores: criminalidade, densidade populacional, infra-estrutura social, urbanização, acesso aos serviços de saúde e desigualdade de renda.

Assim, no município i , no ano t , a utilidade total da renda do trabalho é:

$$U_{i,t} = \sigma A_{i,t} Q_{i,t} L_{i,t}^{\sigma-\delta-1} \quad (4)$$

A partir da expressão (4), pode-se inferir que:

$$\ln\left(\frac{U_{i,t+1}}{U_{i,t}}\right) = \ln\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) + \ln\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) + (\sigma - \delta - 1)\ln\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) \quad (5)$$

⁴ A suposição de que os estoques de capital dos municípios sulistas são idênticos e não influenciam a taxa de crescimento econômico advém de dois motivos: primeiro, constitui suposição básica do modelo de Glaeser; Scheinkman e Shleifer (1995); segundo, no Brasil, em nível municipal, no que concerne ao ano de 1991, apesar de já existirem dados para o estoque de capital privado (<www.nemesis.org.br/docs/estcapmun.pdf>), não existem dados relativos de total de estoque de capital (privado mais público).

Assume-se que:

$$\text{Ln}\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) = X'_{i,t}\beta + \varepsilon_{i,t+1} \quad (6)$$

$$\text{e } \text{Ln}\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) = X'_{i,t}\theta + \zeta_{i,t+1} \quad (7)$$

onde, $X_{i,t}$ é um vetor com as características dos municípios no tempo t , determinando o crescimento tanto da produtividade quanto da qualidade de vida dos municípios. Ao se associar (5), (6) e (7), com algumas manipulações algébricas, pode-se escrever a seguinte equação:

$$\text{Ln}\left(\frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}}\right) = \left(\frac{1}{1+\delta-\sigma}\right)X'_{i,t}(\delta\beta + \sigma\theta - \theta) + \varpi_{i,t+1} \quad (8)$$

em que $\chi_{i,t}$ e $\varpi_{i,t}$ são termos não correlacionados com as características dos municípios.

O resultado desse modelo é que a regressão representante do crescimento da renda do trabalho pode ser interpretada como uma função das características (produtividade e qualidade de vida) dos municípios. Mais precisamente, o crescimento da renda do trabalho é uma ponderação entre o nível de produtividade e a qualidade de vida.

Nesse modelo empírico, os sinais esperados para os coeficientes representativos dos níveis da produtividade e da qualidade de vida estão no Quadro 1. Salienta-se que os sinais esperados das variáveis têm como referência as teorias de crescimento econômico informadas na coluna REFERENCIAL TEÓRICO do Quadro 1.

Quadro 1

Sinais esperados para os coeficientes representativos dos níveis da produtividade e da qualidade de vida dos municípios da Região Sul do Brasil

CARACTERÍSTICAS DOS MUNICÍPIOS	VARIÁVEIS	SINAL ESPERADO	REFERENCIAL TEÓRICO
Produtividade	Renda do trabalho em 1991 (Ln)	–	Solow (1956)
	Número médio de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade (<i>proxy</i> para capital humano)	+	Lucas (1988); Mankiw, Romer e Weil (1992)
Qualidade de vida	Percentual de domicílios com acesso à água encanada (<i>proxy</i> para infra-estrutura social)	+	Barro (1990)
	Percentual de domicílios com acesso à iluminação elétrica (<i>proxy</i> para infra-estrutura social)	+	Barro (1990)
	Taxa de mortalidade infantil (<i>proxy</i> para estado de saúde)	–	Bloom, Canning e Sevilha (2001)
	Densidade populacional (<i>proxy</i> para efeitos de congestão)	–	Fujita, Krugman e Venables (1999)
	Taxa de urbanização (<i>proxy</i> para economias de aglomeração)	+	Fujita, Krugman e Venables (1999)
	Taxa de homicídios (<i>proxy</i> para criminalidade)	–	—
	Índice de Gini (<i>proxy</i> para desigualdade na distribuição interpessoal de renda)	–	Alesina e Rodrick (1994)

4 Metodologia

Esta seção descreve como se investigará a relação entre a taxa de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul, variável dependente, e suas variáveis explicativas, variáveis que mensuram a produtividade e a qualidade de vida dos municípios, conforme descrito na seção anterior. Inicialmente, utilizar-se-ão os testes I de Moran (Assunção, 2004) e Local Indicators of Spatial Association (LISA) (Anselin, 1995), a fim de se construir uma análise exploratória dos dados espaciais, analisando-se se existe autocorrelação espacial nas taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios dessa região.

A estatística, ou índice I de Moran, é uma estatística de autocorrelação espacial, que indica se a distribuição dos dados no espaço segue algum padrão não aleatório. Caso exista um padrão espacial para a variável em análise — taxa

de crescimento da renda do trabalho —, há duas possibilidades: autocorrelação positiva, caso em que os valores semelhantes se aproximam no espaço, ou negativa, caso em que os valores se distanciam espacialmente.

Uma outra indicação da distribuição espacial de uma variável qualquer é a estatística LISA. Neste caso, a estatística LISA ilustrará os resultados apresentados pelo índice I de Moran. Segundo Pimentel e Haddad (2004), enquanto a estatística de Moran apresenta um resultado global para um determinado espaço econômico, a estatística LISA indica uma associação espacial local, no âmbito de cada unidade regional, apresentando a existência, ou não, de *clusters* de valores de uma dada variável em um determinado espaço. Com isso, é possível definir o tipo de “clusterização” existente para a variável em análise, que é a taxa de crescimento da renda do trabalho entre 1991 e 2000.⁵

Em um passo subsequente, a fim de ratificar a presença de autocorrelação espacial no modelo econométrico, far-se-á, também, o teste I de Moran nos resíduos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Se a presença de autocorrelação espacial for confirmada, usar-se-á a estratégia sugerida por Florax, Folmer e Rey (2003) na escolha do modelo econométrico apropriado para se analisar quais são as variáveis que determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul. Basicamente, a econometria espacial sugere dois modelos: autocorrelação espacial na variável dependente (defasagem espacial) ou autocorrelação espacial no erro (erro espacial). No modelo de defasagem espacial, acrescenta-se, entre as variáveis explicativas do modelo clássico de MQO, uma defasagem espacial da variável dependente. Estima-se, assim, por meio do método de Máxima Verossimilhança (MV), o modelo especificado na equação (9).

$$y = \rho W y + X \beta_1 + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$
(9)

Aqui, y é um vetor ($nx1$), que representa as taxas de crescimento da renda do trabalho municipais. A matriz X (nxK) representa as variáveis explicativas, sendo β_1 o vetor ($Kx1$) de coeficientes, que inclui tanto os coeficientes das *proxies* do nível de produtividade quanto os coeficientes das *proxies* do nível de qualidade de vida dos municípios estudados. A matriz W (nxn) é a matriz de contigüidade⁶, e o parâmetro ρ é o coeficiente de defasagem espacial, o qual capta os

⁵ Ver Silva e Resende (2005), para uma aplicação detalhada das estatísticas de Moran e LISA.

⁶ A relação de contigüidade adotada neste trabalho foi a chamada Queen, ou seja, são considerados vizinhos os municípios que têm fronteiras ou vértices com outros.

efeitos de transbordamento das taxas de crescimento da renda do trabalho sobre os vizinhos.

No modelo de erro espacial, modela-se o erro, ε , do modelo de MQO da seguinte forma: $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$. Aqui, λ é um escalar do coeficiente do erro, e $u \sim N(0, \sigma^2 I)$. Assim, tem-se o modelo de erro espacial especificado na equação (10).

$$y = X\beta_1 + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (10)$$

Como dito anteriormente, este trabalho segue a abordagem sugerida por Florax, Folmer e Rey (2003), para a escolha da especificação apropriada do modelo a ser estimado. As ferramentas usadas para identificar o modelo apropriado são os testes de Multiplicador de Lagrange (*ML*) em sua versão robusta.⁷ Esses autores seguem os seguintes passos:

- a) estime via MQO o modelo $y = X\beta_1 + \varepsilon$;
- b) teste a hipótese de ausência de dependência espacial devido a uma omissão da defasagem espacial da variável dependente ou devido à omissão do erro espacial auto-regressivo, usando ML_ρ e ML_λ respectivamente;
- c) se ambos os testes não forem significantes, a estimação do primeiro passo é utilizada como a especificação final, caso contrário, siga o passo (d);
- d) se ambos os testes forem significantes, estime a especificação que apresentar o maior valor do teste, por exemplo, se $ML_\rho > ML_\lambda$, então, estime o modelo (9), defasagem espacial. Se $ML_\rho < ML_\lambda$, então, estime o modelo (10), erro espacial, caso contrário, siga o passo (e);
- e) se ML_ρ for significativo, mas ML_λ não, estime o modelo (9), caso contrário, siga o passo (f);
- f) estime o modelo (10).

Assim, por meio dessa metodologia, escolher-se-á o modelo econométrico apropriado para se analisar quais são as variáveis (representativas da produtividade e da qualidade de vida) que determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul do Brasil.

⁷ Para maiores detalhes, ver Florax, Folmer e Rey (2003, p.562).

5 Base de dados

A amostra consiste em 594 áreas mínimas comparáveis dos municípios da Região Sul do Brasil para o período 1991-00. Todas as variáveis utilizadas foram obtidas no Ipeadata (2006): (logaritmo da) renda do trabalho em 1991 (R\$ de 2000), percentual de domicílios com água encanada; percentual de domicílios com iluminação elétrica; número médio de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade; taxa de mortalidade infantil até um ano de idade (por 1.000 nascidos vivos); índice de Gini; taxa de urbanização; densidade populacional; e taxa de homicídios⁸ (média dos anos da década de 80). No que concerne às variáveis independentes, foram utilizados dados do início do período, ou seja, do ano de 1991. A variável dependente do modelo estimado é a taxa média anual de crescimento da renda do trabalho entre 1991 e 2000.

Em virtude de apresentarem índices de correlação elevados com outras variáveis, não foram incluídas no modelo as seguintes variáveis: percentual de pessoas de 25 anos ou mais de idade analfabetas; percentual de pessoas com renda domiciliar por habitante abaixo de R\$ 37,75; esperança de vida ao nascer $(\text{taxa de urbanização em 1991})^2$ e $(\text{índice de Gini em 1991})^2$. Com isso, minimizam-se os problemas decorrentes da multicolinearidade.

Ao se utilizarem as variáveis no início da década, ou o uso da média da década anterior⁹, para explicar os fatores que determinam as taxas de crescimento econômico da década, supõe-se que essas variáveis influenciam por alguns anos as taxas de crescimento econômico dos municípios. Essa hipótese leva consigo a idéia de que os efeitos da educação, da infra-estrutura e das condições de saúde sobre as taxas de crescimento econômico não se dissipam imediatamente, mas se distribuem uniformemente ao longo do período. Assim, controla-se, também, a possível endogeneidade do modelo.

6 Resultados

Como proposto inicialmente, na metodologia, para o período 1991-00, apresenta-se o Gráfico de Moran¹⁰ (Figura 1) para as taxas médias de crescimento

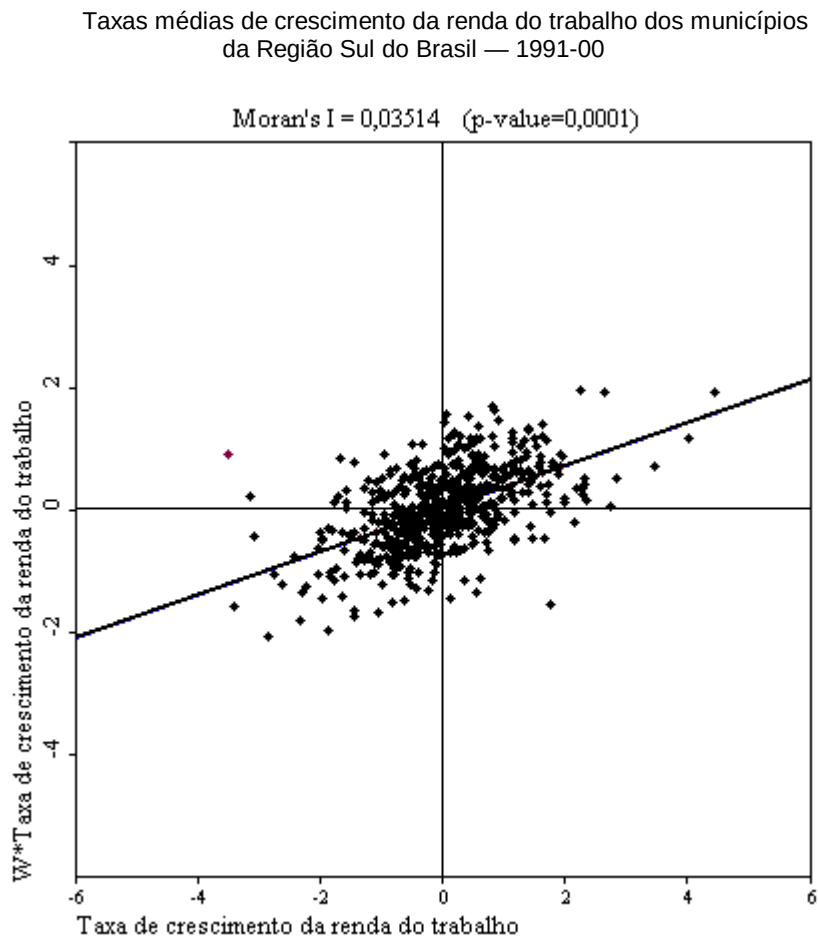
⁸ Cálculo da taxa: divisão do grupo populacional (multiplicado por 100.000) pela população de referência.

⁹ É o caso da taxa de homicídios.

¹⁰ O cálculo da estatística I de Moran, bem como a construção do Gráfico de Moran e todas as análises posteriores foram feitas utilizando-se o *software* Geoda 0.95i, disponível no *site*: <http://sal.agecon.uiuc.edu/geoda_main.php>.

da renda do trabalho dos municípios da Região Sul do Brasil. Destaca-se que, acima da Figura 1, se encontra a estatística I de Moran.

Figura 1



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA. Dados macroeconômicos e regionais. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: jan. 2006.

A análise visual do Gráfico de Moran sugere a existência de autocorrelação espacial positiva nas taxas médias de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região, visto que essas taxas se concentram no primeiro e no terceiro quadrantes. Verifica-se, pois, que municípios com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho¹¹, em média, são vizinhos de municípios com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho. Corroborando a análise visual, a estatística I de Moran mostrou-se significativa em um nível de 0,01%, a partir de testes com aproximadamente 10.000 permutações.

A fim de ilustrar a autocorrelação espacial verificada por meio da estatística I de Moran, o Mapa 2 demonstra os resultados da estatística LISA, em um nível de confiança de 95%, apresentando, pois, quatro regimes espaciais para as taxas médias de crescimento da renda do trabalho, entre 1991 e 2000, dos municípios da Região Sul do Brasil.

O Mapa 2 confirma que, em um nível de 95% de confiança, existe um padrão para a configuração espacial da taxa de crescimento da renda do trabalho entre 1991 e 2000. Nota-se que, no Paraná, nos municípios que circundam Moreira Sales, Boa Esperança, Ubiratã, Campina da Lagoa, Cândido Abreu e Jacarezinho, dentre outros, preponderam municípios no padrão baixo-baixo, ou seja, municípios com baixa taxa de crescimento da renda do trabalho, que são cercados por municípios com baixa taxa de crescimento da renda do trabalho. A configuração espacial baixo-baixo também está presente em alguns municípios do Rio Grande do Sul, como Caçapava do Sul, Piratini e seus respectivos vizinhos. No Mapa 2, pode-se também visualizar, ao redor de Curitiba, um *cluster* de municípios no padrão alto-alto, isto é, municípios com alta taxa de crescimento da renda do trabalho que são cercados por municípios com alta taxa de crescimento da renda do trabalho.

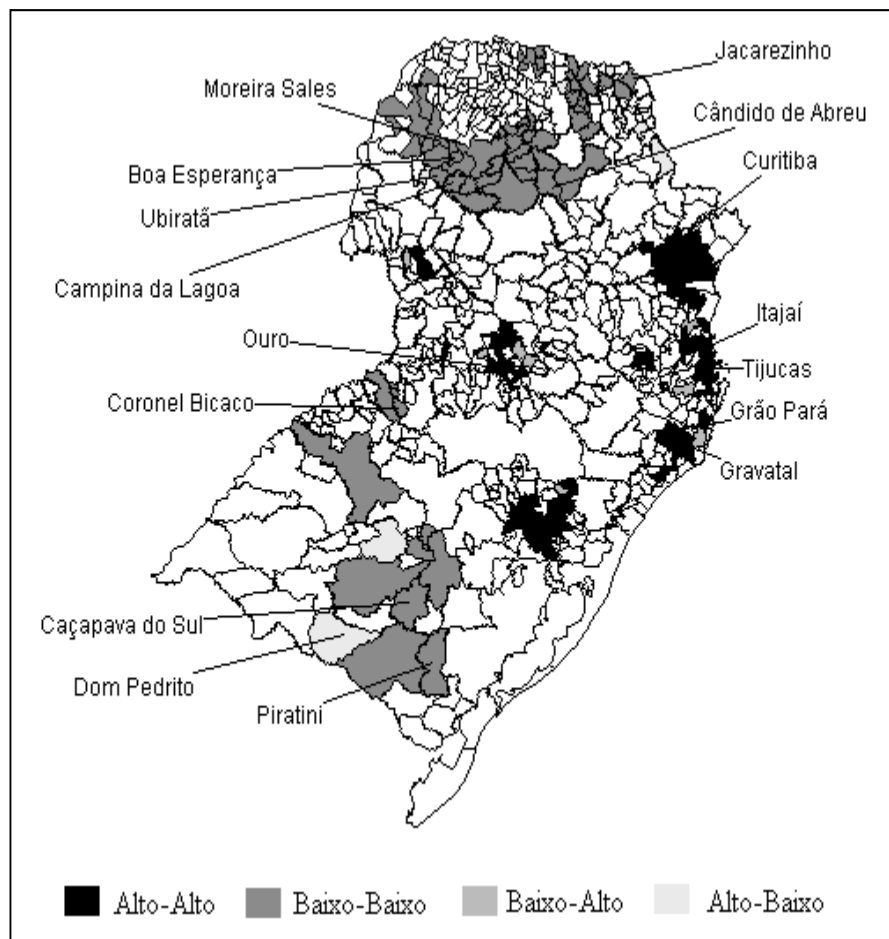
A partir dos resultados apresentados, inspeciona-se, por meio da aplicação da estatística I de Moran nos erros do modelo MQO, a presença de autocorrelação espacial. Essa estatística confirmou os resultados apresentados, ao indicar que os erros do modelo MQO são autocorrelacionados. Concluiu-se, então, que, no modelo de crescimento econômico dos municípios da Região Sul, há autocorrelação espacial.¹² Desse modo, justifica-se a utilização das técnicas de econometria espacial na estimação.

¹¹ Ressalta-se que alta (baixa) taxa de crescimento, aqui, se refere à taxa de crescimento acima (abaixo) da média padronizada das taxas de crescimento dos municípios sulistas.

¹² Os resultados da aplicação da estatística I de Moran nos resíduos dos modelos estimados constam no Quadro 2. Os respectivos gráficos estão na Figura 2.

Mapa 2

Mapa de "clusterização" dos municípios da Região Sul do Brasil — 1991-00



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA. Dados macroeconômicos e regionais. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: jan. 2006.

Conforme descrito na **Metodologia**, a fim de se escolher qual modelo (defasagem espacial ou erro espacial) é o mais adequado para esta análise, seguiram-se as recomendações de Florax, Folmer e Rey (2003), de modo que se explicitam, no Quadro 2, os testes ML_ρ e ML_λ . Em virtude de ML_λ e ML_ρ serem significativos, seguiu-se o passo (d) da seção 4 (**Metodologia**). Desde que $ML_\lambda > ML_\rho$ no Quadro 2, utiliza-se apenas a coluna erro espacial na análise de quais são as variáveis que determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios do sul do Brasil. Entretanto, ainda no Quadro 2, reportam-se, também, os resultados dos estimadores MQO e do modelo de defasagem espacial.

No Quadro 2, é importante salientar que os resultados da aplicação da estatística I de Moran nos resíduos do modelo estimado erro espacial¹³ mostram que a autocorrelação espacial foi tratada. Conforme se esperava, o parâmetro λ , que mensura a autocorrelação espacial, foi significativo. Como bem salienta Rey e Montoury (1999), quando $\lambda \neq 0$, um choque ocorrido em uma unidade geográfica espalha-se não só para os seus vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades. Assim, pode-se afirmar que a ocorrência de choque em um município da Região Sul do Brasil transborda para toda ela.

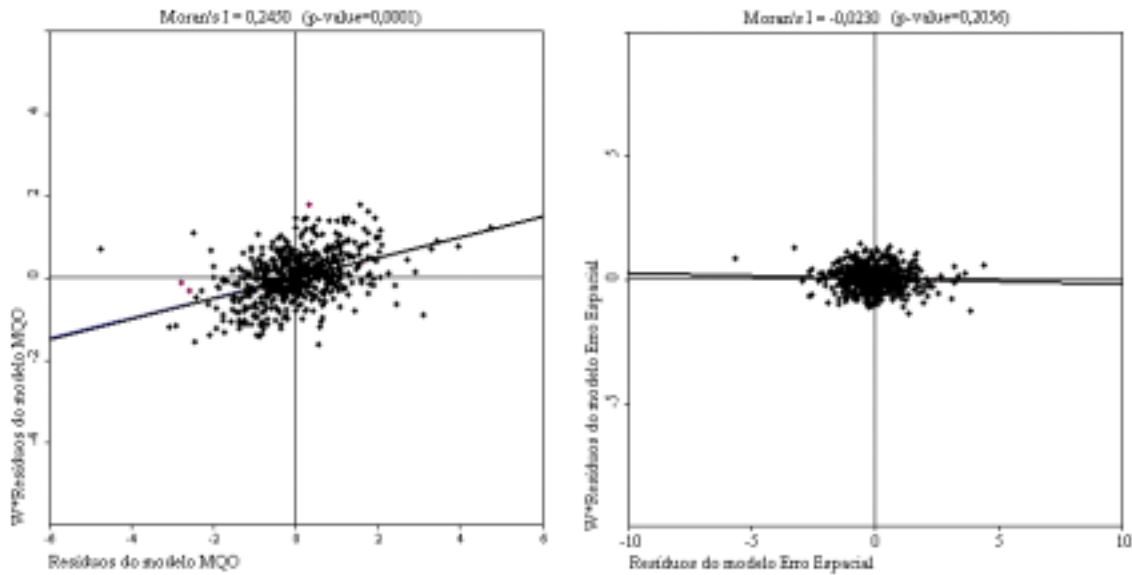
É válido destacar que, no que concerne à vantagem em se estimar via modelo erro espacial em vez de MQO, se pode observar a diferença de magnitude em alguns parâmetros, principalmente número médio de anos de estudo e índice de Gini. Haja vista que, neste estudo, parece não haver diferença entre os sinais das estimativas MQO e erro espacial. Em outras palavras, a ausência de correção de dependência espacial parece não afetar o sinal da estimativa.

Em relação a essa correção, outro ponto importante é que, enquanto o modelo MQO possui R² de 0,31, o modelo de erro espacial possui R² de 0,44. Isso sugere que, nesse modelo que corrige a dependência espacial, uma parcela maior dos diferenciais das taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios da amostra é explicada. Ou seja, no modelo de erro espacial, aproximadamente 44% dos diferenciais de crescimento entre os municípios da Região Sul do Brasil são explicados, enquanto, no MQO, apenas 31% são explicados. Mesmo com essa vantagem explícita do modelo de erro espacial em relação ao MQO, é válido mencionar que ainda existe um vasto espaço para identificar outros condicionantes das taxas de crescimento econômico dos municípios da Região.

¹³ O gráfico está na Figura 2 deste artigo.

Figura 2

Resíduos da regressão do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) à esquerda e modelo de erro espacial à direita, para a amostra de municípios da Região Sul do Brasil



Quadro 2

Resultados das estimativas econométricas

VARIÁVEL DEPENDENTE: TAXA ANUAL DE CRESCIMENTO DA RENDA DO TRABALHO ENTRE 1991 E 2000			
Variáveis	Mínimos Quadrados Ordinários	Defasagem Espacial	Erro Espacial
Constante	16,8287 (0,000)	14,3265 (0,000)	16,6207 (0,000)
λ	- -	- -	0,52 (0,000)
ρ	- -	0,3995 (0,000)	- -
Dummy para os municípios do Estado de Santa Catarina	0,2752 (0,462)	-0,1282 (0,716)	0,7380 (0,126)
Dummy para os municípios do Estado do Rio Grande do Sul	-1,0586 (0,001)	-0,8376 (0,024)	-0,8150 (0,137)
Ln (renda do trabalho em 1991)	-0,5339 (0,000)	-0,4626 (0,000)	-0,5152 (0,000)
Número médio de anos de estudo em 1991	1,5398 (0,000)	1,1649 (0,000)	1,0654 (0,000)
Percentual de domicílios com água encanada em 1991	-0,0381 (0,005)	-0,0302 (0,015)	-0,0302 (0,018)
Percentual de domicílios com energia elétrica em 1991	-0,0189 (0,165)	-0,0145 (0,250)	0,0036 (0,801)
Mortalidade infantil em 1991	-0,02 (0,283)	-0,0143 (0,292)	-0,02 (0,219)
Densidade populacional em 1991	-0,0001 (0,747)	-0,0005 (0,275)	-0,0006 (0,202)
Taxa de urbanização em 1991 (%)	0,0306 (0,008)	0,0282 (0,008)	0,0342 (0,002)
Taxa de homicídios média entre 1980 e 1990 (%)	-0,0244 (0,071)	-0,0250 (0,045)	-0,0307 (0,012)
Índice de Gini em 1991	-17,8647 (0,000)	-15,4970 (0,000)	-19,2735 (0,000)
R^2	0,31	0,40	0,44

(continua)

Quadro 2

Resultados das estimativas econométricas

VARIÁVEL DEPENDENTE: TAXA ANUAL DE CRESCIMENTO DA RENDA DO TRABALHO ENTRE 1991 E 2000			
Variáveis	Mínimos Quadrados Ordinários	Defasagem Espacial	Erro Espacial
Diagnóstico para dependência espacial			
Teste I de Moran (teste dos resíduos) (1)	0,245 (0,00)	0,025 (0,15)	-0,023 (0,21)
ML_{ρ} (lag)	72,03 (0,00)	-	-
ML_{λ} (erro)	92,53 (0,00)	-	-
Teste LR	-	60,44 (0,00)	84,66 (0,00)

NOTA: 1. Vale ressaltar que, na metodologia para a escolha do modelo espacial adequado, os resíduos devem ter distribuição normal, o que se verifica no caso de grandes amostras, de acordo com o teorema central do limite.

2. Valores p entre parênteses.

(1) O teste I de Moran, feito a partir dos resíduos da regressão de Mínimos Quadrados Ordinários, rejeitou a hipótese nula, ou seja, rejeitou a hipótese de ausência de autocorrelação espacial.

As *dummies* para os Estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul não foram significativas, mostrando que, entre eles, não há diferença significativa nas taxas de crescimento da renda de trabalho. Mais uma vez, isso mostra que o modelo utilizado corrige para o efeito da dependência espacial e, mais importante, mostra a importância dos atributos capturados nas variáveis explicativas (responsáveis pelos diferenciais de crescimento dos municípios da Região Sul), pois, observando-se apenas a Figura 1, se ficaria com a impressão de que, em relação aos municípios dos outros dois estados da Região Sul, os de Santa Catarina possuíam taxas significativamente maiores de crescimento da renda do trabalho.

Em um nível de 95% de confiança, foram seis as variáveis estatisticamente significativas: renda do trabalho em 1991, número médio de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade em 1991, percentual de pessoas com acesso à água encanada em 1991, taxa de urbanização em 1991, taxa de homicídios em 1991 e Índice de Gini em 1991.

À exceção do coeficiente do percentual de pessoas com acesso à água encanada, todos os coeficientes significativos estão em consonância com os sinais esperados pela teoria econômica, conforme Quadro 1.

O coeficiente do nível da renda do trabalho é negativo e significativo, mostrando que municípios com níveis iniciais de renda do trabalho mais baixos tendem a crescer mais rapidamente que os municípios com maiores níveis de renda¹⁴. A *proxy* do grau de escolaridade da população, número médio de anos de estudo, apresentou um sinal positivo, demonstrando, portanto, que, quanto maior for o nível de escolaridade da população, maior será a taxa de crescimento da renda do trabalho do município.

O coeficiente da taxa de urbanização também foi positivo e significativo, mostrando que, quando se aumenta o percentual de urbanização em 1%, a taxa de crescimento da renda do trabalho dos municípios estudados se eleva em 0,03%. As estimativas mostraram também que, nesses municípios, a concentração de renda e a criminalidade impactam negativamente a taxa de crescimento da renda do trabalho.

Na Região Sul do Brasil, quanto maior for o índice de Gini¹⁵, que mensura a desigualdade de renda, menor será a taxa de crescimento da renda do trabalho. Em uma sociedade mais desigual, seus habitantes têm menor poder de barganha para negociar as perdas; isso implica que as relações de trabalho se desenvolvem de maneira menos eficiente, diminuindo, portanto, o produto marginal do trabalho e, conseqüentemente, a taxa de crescimento da renda do trabalho.

Nos municípios da Região, quanto maior for a taxa de homicídio (média do número de homicídios na década de 80), que é uma *proxy* da criminalidade, menor será a taxa de crescimento da renda do trabalho. Nesse caso, a análise sugere que municípios mais violentos geram uma pior qualidade de vida para seus habitantes, diminuindo a utilidade fornecida pela renda do trabalho e, assim, impactando negativamente as taxas de crescimento da renda do trabalho.¹⁶ No que concerne ao percentual de pessoas com acesso à água encanada, o sinal do coeficiente foi negativo, ao contrário do que se esperava, conforme consta na seção 3, no Quadro 1. Não se encontrou uma explicação razoável para o sinal negativo desse coeficiente.

¹⁴ Pode-se afirmar a ocorrência de convergência beta condicional, ou seja, os municípios não estão convergindo para um mesmo nível de renda do trabalho, mas, sim, para os próprios níveis de estado estacionário.

¹⁵ O índice de Gini varia de 0 a 1; quanto mais próximo estiver de 1, maior será a concentração de renda.

¹⁶ Outra possível explicação para esse coeficiente da taxa de homicídio é que, em virtude de o modelo aqui apresentado não incluir o logaritmo da população das AMC, essa taxa pode estar captando possíveis deseconomias de aglomeração. Isso se explica, porque a violência tende a ser maior nas áreas metropolitanas, usualmente já saturadas.

7 Conclusões

Neste artigo, investigou-se que variáveis são determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul. Investigou-se, também, se existe autocorrelação espacial na taxa de crescimento da renda do trabalho desses municípios. No que diz respeito a essa autocorrelação, verificou-se que, na Região Sul do Brasil, municípios com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho, em média, são vizinhos de municípios com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho.

No modelo de erro espacial estimado, constatou-se que a ocorrência de choque em um município da Região transborda para toda ela. No que concerne à vantagem em se corrigir a dependência espacial, dois pontos merecem ser destacados: há diferença de magnitude em alguns parâmetros, e uma parcela maior dos diferenciais das taxas de crescimento da renda do trabalho dos municípios sob enfoque (da amostra) é explicada.

Além disso, em um nível de confiança de 95%, foram seis as variáveis estatisticamente significativas que mostraram determinar o crescimento da renda do trabalho dos municípios da Região Sul do Brasil: renda do trabalho em 1991, número médio de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade (*proxy* de educação), percentagem de domicílios com acesso à água encanada (*proxy* de infra-estrutura social), taxa de urbanização (*proxy* para economias de aglomeração), taxa de homicídios (*proxy* para o nível de criminalidade) e índice de Gini (*proxy* para o nível de desigualdade de renda).

À exceção do coeficiente da percentagem de domicílios com acesso à água encanada, todos os outros coeficientes significativos estão em consonância com os resultados apontados pela teoria econômica. Ressalta-se que não se obteve uma explicação razoável para a taxa de crescimento da renda do trabalho variar em sentido contrário ao aumento do acesso das pessoas à água encanada.

Sendo assim, nos municípios estudados, quanto maiores forem os níveis de escolaridade e as taxas de urbanização, maiores serão suas taxas de crescimento da renda do trabalho. Por outro lado, quanto menores forem o número de homicídios, a concentração de renda e os níveis iniciais da renda, maiores serão as taxas de crescimento da renda do trabalho.

Referências

- ALESINA, A.; RODRICK, D. Distributive politics and economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 465-490, May 1994.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association — LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, Apr 1995.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Kluwer Academic, 1988. 284p.
- ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, Apr 2003a.
- ANSELIN, L. Spatial externalities. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 147-152, Apr 2003.
- ASSUNÇÃO, R. M. **Índices de auto-correlação espacial**. Belo Horizonte: UFMG, Departamento de estatística, 2004. (mimeo).
- BALDWIN, R. E.; FORSLID, R. The core-periphery model and endogenous growth: stabilizing and destabilizing integration. **Econômica**, v. 67, n. 267, p. 307-324, Aug 2000.
- BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 8, p. 103-125, Oct 1990.
- BARRO, Robert; SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic growth**. 2. ed. Cambridge: MIT, 2003. 608p.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILHA, J. **The effect of health on economic growth: theory and evidence**. Cambridge: NBER, 2001. 26p. (Working papers, n. 8587).
- FINGLETON, B. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union. **International Regional Science Review**, v. 22, n. 1, p. 3-34, Apr 1999.
- FINGLETON, B. Externalities, economic geography, and spatial econometrics: conceptual and modeling developments. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 197-207, Apr 2003.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, R. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, p. 557-579, 2003.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**. Cambridge, MIT, 1999. 367p.

FUJITA, M.; THISSE, J. F. **Economics of agglomeration: cities, industrial location and regional growth**. Cambridge: Cambridge University, 2002. 466p.

GLAESER, E. L. et al. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, Dec 1992.

GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. **Economic growth in a cross-section of cities**. Cambridge: NBER, 1995. 19p. (Working papers, n. 5013)

GREENE, W. **Econometric analysis**. 5. ed. Upper Saddle River, N. J.: Prentice Hall, 2003. 1026p.

IPEADATA. **Dados macroeconômicos e regionais**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: jan. 2006.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, Jun 1991.

LESAGE, J. P. **The theory and practice of spatial econometrics**. Toledo, Ohio: University of Toledo, Department of Economics, 1999. 309p. Disponível em: <<http://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf>>.

LUCAS, Robert. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, Jul 1988.

MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. **Spatial dependence and regional convergence in Brazil**. Chicago: University of Illinois, 2000. 20p. (Working papers REAL 00-T-11, Urbana). Disponível em: <<http://www2.uiuc.edu/unit/real/d-paper/00-t-11.pdf>>.

MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N. Contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, May 1992.

MARSHALL, A. **Principles of economics**. London: Macmillan, 1920.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, PB. **Anais...** Belo Horizonte: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A113.pdf>>.

MORENO, R.; TREHAN, B. Location and the growth of Nations. **Journal of Economic Growth**, v. 2, n. 4, p. 399-418, Dec 1997.

MOSSI, M. et al. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, Jul 2003.

PIMENTEL, E. A.; HADDAD, E. A. Análise espacial exploratória de dados: uma aplicação à econômica mineira considerada em seus grandes setores de atividade. **Boletim Informações FIPE**, n. 283, p. 20-23, abr. 2004. Disponível em: <http://www.fipe.com.br/publicacoes/bif_edicao.asp?ed=283>.

REY, S. J.; MONTOURY, B. D. U. S. regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, v. 33, n. 2, p. 143-156, Apr 1999.

SILVA, A. M. A.; RESENDE, G. M. **A importância do acesso aos serviços públicos na riqueza (pobreza) dos municípios nordestinos**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto de discussão, n. 1132).

SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento e spillovers: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. esp., p. 524-545, 2001.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb 1956.