

# UMA ANÁLISE ESPACIAL DO CRESCIMENTO ECONÔMICO DO RIO GRANDE DO SUL (1939-2001)

Leonardo M. Monasterio – Professor Adjunto do Departamento de Geografia e Economia da UFPel<sup>1</sup>

Rodrigo Peres de Ávila – Acadêmico do Curso de Economia da UFPel

**Área ANPEC: 5 - Economia Regional e Economia Agrícola**

**Área JEL: C21 – R12**

## RESUMO:

O trabalho aplica a econometria espacial para analisar o crescimento econômico das 58 áreas estatisticamente comparáveis gaúchas entre 1939 e 2001. Os testes de I de Moran mostraram que áreas ricas tenderam a ser circundadas por áreas ricas, e as pobres, por áreas igualmente pobres. A análise exploratória de dados espaciais (ESDA) destacou que as aglomerações de alto crescimento tenderam a se localizar na região da Serra e as de baixo crescimento na região da Campanha. O modelo de convergência absoluta não-espacial indicou a existência de beta-convergência, mas ele também apresenta evidências de autocorrelação espacial. Para superá-la, estimaram-se os modelos de erros e de defasagens espacialmente autocorrelacionados. Ambos se mostraram superiores ao modelo padrão, sendo que o de erro espacial parece ser o mais apropriado. Testou-se também a possibilidade de existência de quebras estruturais ao longo do território gaúcho. Os resultados sugeriram que a região da Campanha, ao sul do estado, compõe um regime espacial distinto do restante do RS. Os modelos de erro e defasagem espacial foram adequados, sendo que há sinais de que o primeiro é o de melhor ajustamento.

Palavras-chave:

Econometria Espacial – Convergência – ESDA

## ABSTRACT:

This work applies spatial econometrics to analyze the economic growth of Rio Grande do Sul 58 statistical comparable areas between 1939 and 2001. Moran-I tests suggest that rich areas had rich neighbors, and poor ones were agglomerated on poor neighborhoods. Exploratory spatial data analysis (ESDA) indicates that high grown clusters are located on the Serra region and the low ones on the Campanha region. The standard model indicates absolute  $\beta$ -convergence, but it also shows spatial autocorrelation. In order to deal with it, spatial *lag* and error models were tested. Both performed better than the standard model, and the spatial error seems to be the best option. Tests of structural break indicate that the Campanha region, the south of the state, has a different spatial regime than the rest of the state. Again, spatial error and *lag* models are appropriate; and the former has the best fitting.

Spatial Econometrics – Convergence – ESDA

---

<sup>1</sup>O trabalho contou com o apoio da Fundação de Amparo a Pesquisa do Rio Grande do Sul - FAPERGS (Processo 02/1521.1 – ARD).

# UMA ANÁLISE ESPACIAL DO CRESCIMENTO ECONÔMICO DO RIO GRANDE DO SUL (1939-2001)

## INTRODUÇÃO

Desde o trabalho de BAUMOL (1986) muito se avançou no tema da convergência das rendas per capita. Enquanto vários dos ramos dessa linha de pesquisa dão sinais de exaustão, os métodos oferecidos pela econometria espacial mostram-se férteis e capazes de fornecer novo fôlego à questão. O presente estudo aplica o instrumental da econometria espacial para o estudo da convergência no Rio Grande do Sul no período 1939-2001.

Apesar de desde o começo da pesquisa sobre convergência terem sido utilizados dados regionais, na maior parte das vezes as unidades geográficas foram tratadas como ilhas, sem qualquer relação com o seu entorno, como bem apontou QUAH (1996). Em paralelo a evolução da literatura sobre convergência, a econometria espacial, especialmente a partir do trabalho ANSELIN (1988), forneceu o instrumental para lidar explicitamente com a questão do espaço.

Hoje, a pesquisa em econometria espacial está bem consolidada e disseminada. Na literatura mundial, os seus métodos já foram aplicados para as questões de crescimento econômico na esfera microrregional (LIM, 2003), regional (FINGLETON, 1999), estadual (REY e MONTOURI, 1999) e até internacional (RAMIREZ, LOMBOGUERRERO, 2002). Para o caso brasileiro, MAGALHÃES, HEWINGS e AZZONI (2000), MOSSI et al. (2002) e MAGALHÃES (2001) utilizaram a econometria espacial para analisar o crescimento econômico das Unidades Federativas. Trabalhos com dados de crescimento econômico das microrregiões ou municípios brasileiros são mais escassos e recentes: PIMENTEL e HADDAD (2004) analisaram a economia mineira entre 1991 e 2000; e VERNER e TEBALDI (2004), o caso potiguar entre 1970 e 1996. O nível sub-estadual destes estudos, tal como o do presente, é ainda mais convidativo para aplicação do instrumental da econometria espacial do que análises com unidades territoriais mais abrangentes. Seguindo a chamada Lei de Tobler<sup>2</sup> da Geografia, é bem mais provável que se tenham relações espaciais na esfera sub-estadual do que entre elementos geográficos mais distantes.

Este trabalho é o primeiro a utilizar uma série longa de dados de PIB per capita para áreas estatisticamente comparáveis (doravante AEC) do Rio Grande do Sul. A série foi construída mediante a compatibilização espacial de duas séries. ALONSO et al. (1986) delimitaram 58 AEC como forma de superar o problema da criação de novos municípios. Isso permitiu que os autores estimassem o PIB das AEC entre 1939-1980, com frequência aproximadamente decenal<sup>3</sup>. Mais recentemente, Fundação de Economia e Estatística do Rio Grande do Sul (FEE, 2003) publicou estimativas de PIB municipais para 1985, 1990 e anualmente entre 1996 e 2001. Com isso, chegou-se a série de PIB sob escopo, a qual engloba as mesmas unidades espaciais gaúchas, entre os anos 1939 e 2001.<sup>4</sup>

Vale uma ressalva: optou-se por seguir uma abordagem exploratória e empírica dos dados. Tem-se ciência dos limites dos testes econométricos aqui realizados e que eles não são exatamente apropriados para a apreciação das teorias de crescimento (DURLAUF, 2000). Dessa maneira, os testes de convergência visam muito mais compreender o desenvolvimento regional do RS no longo prazo do que discutir a validade de teorias específicas de crescimento.

---

<sup>2</sup>“Everything is related to everything else but nearby things are more related than distant things” (TOBLER, 1970, p.236).

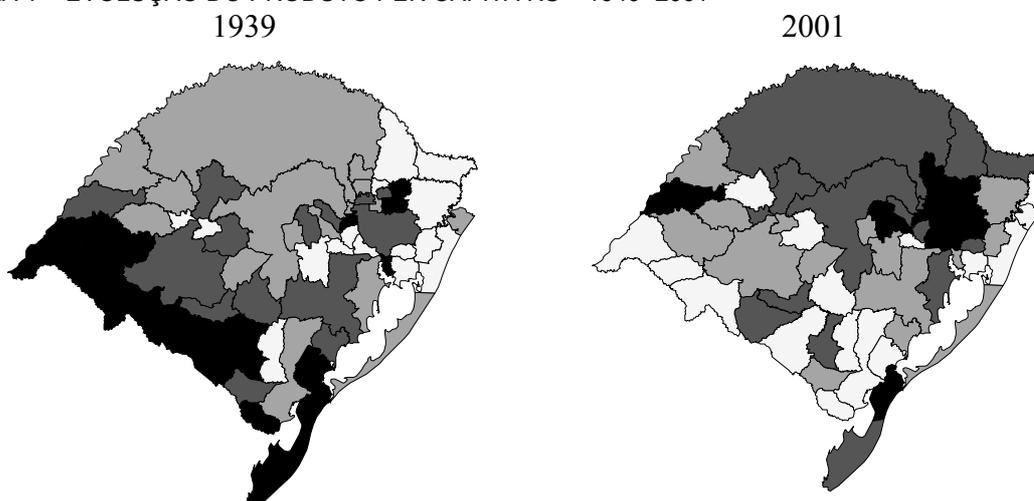
<sup>3</sup> O Anexo contém o mapa das 58 Áreas Estatisticamente Comparáveis.

<sup>4</sup> Trabalho anterior dos autores descreve os procedimentos e os problemas na construção da série.

## 1. TRAJETÓRIAS REGIONAIS DE CRESCIMENTO

A Figura 1 representa a evolução do produto per capita do Rio Grande do Sul em 1939 e 2001. Os quartis claros indicam as AEC mais pobres do que a média, os tons escuros, os mais ricos do que a média. Em 1939, as AEC mais pobres concentravam-se na parte norte do estado e a fronteira sul, como um todo, era relativamente mais rica. Ao final do século XX, apenas as AEC da região sul com os núcleos urbanos mais importantes escaparam do processo de empobrecimento relativo. Fica evidente que o eixo Porto Alegre-Caxias do Sul passa a se destacar no cenário estadual. Sintetizando, houve um processo claro de reversão das posições dentre as AEC e o fenômeno não foi independente do espaço aonde estas se localizavam.<sup>5</sup>

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO DO PRODUTO PER CAPITA RS – 1940 -2001



FONTE: AUTORES COM BASE EM ALONSO ET. AL. (1986) E FEE (2003)

A intensidade das mudanças nas posições relativas das AEC gaúchas pode ser vista através do chamado *plot* de coordenadas paralelas apresentado na Figura 2. Nesta apresentação gráfica, cada uma das paralelas corresponde a um corte temporal ao longo das quais foram ordenadas as AEC de acordo com a variável sob análise<sup>6</sup>. Cada linha da teia que une as paralelas representa uma AEC. Assim acompanhando-se uma mesma linha de 1939 a 2001 percebe-se o seu percurso ao longo do *rank* estadual de PIB per capita normalizados. Por exemplo, a anormal ascensão de Triunfo entre 1980 e 2001 está representada pela linha indicada abaixo<sup>7</sup>.

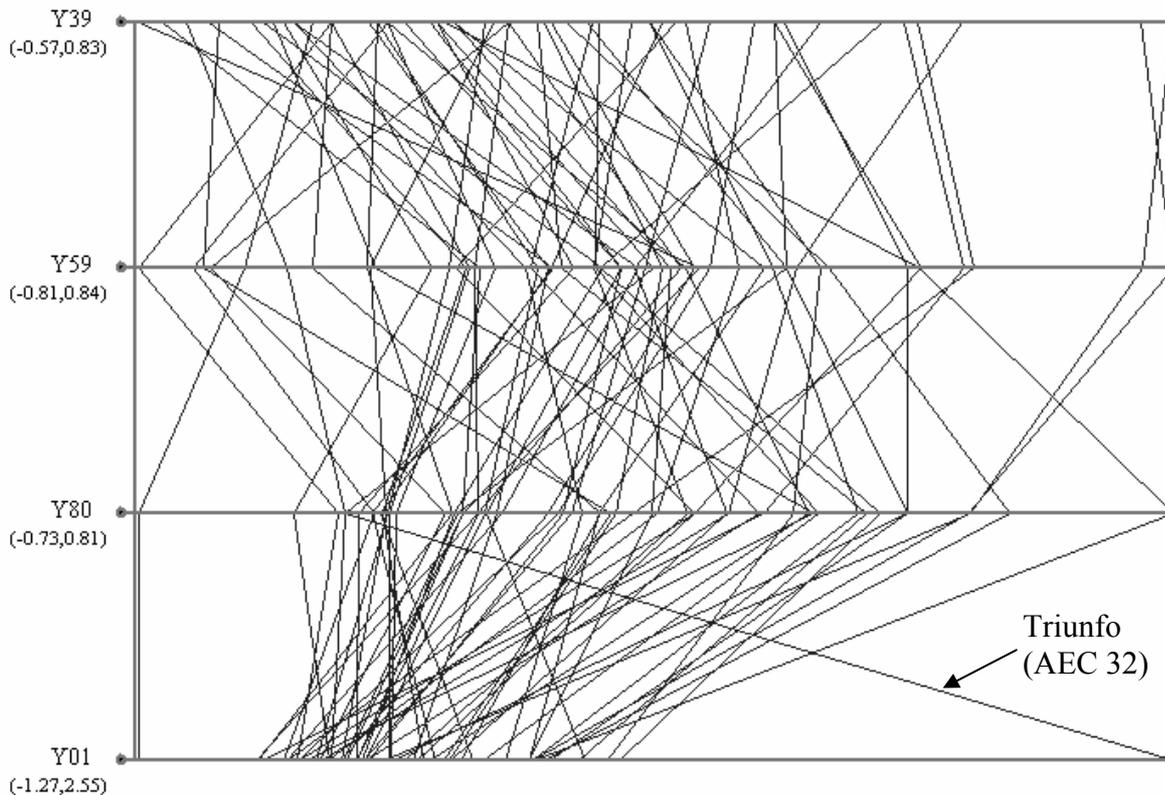
<sup>5</sup> Buscar as causas da decadência relativa do sul e ascensão da região da serra gaúcha foge ao escopo deste trabalho. Sobre o assunto, ver BANDEIRA (1994 e 1997), ALONSO (1994), MONASTERIO (2002) ou AREND e CARIO (2004).

<sup>6</sup> Na figura, utilizou-se o logaritmo natural do PIB per capita de cada AEC em relação à média estadual em cada período.

<sup>7</sup> A AEC referente a Triunfo foi omitida da análise subsequente por ser um completo *outlier*. A inauguração do pólo petroquímico neste pequeno município, em 1982, fez com que o seu PIB per capita passasse a ser oito vezes maior do que o da segunda AEC mais rica..

Se não houvesse quaisquer mudanças de ordem entre 1939 e 2001, as linhas não se cruzariam. Assim, o cruzamento mostra justamente a inversão de posições relativas. É patente que o crescimento das AEC no Rio Grande do Sul não pode ser caracterizado por um processo de *catching-up*, no qual as áreas mais pobres crescem a um ritmo mais rápido do que as mais ricas. Na verdade, a expressão “*Reversal of Fortune*”, utilizada por ACEMOGLU, JOHNSON, e ROBINSON (2002) fornece uma imagem mais próxima da real: as AEC relativamente ricas empobreceram e as mais pobres, enriqueceram.

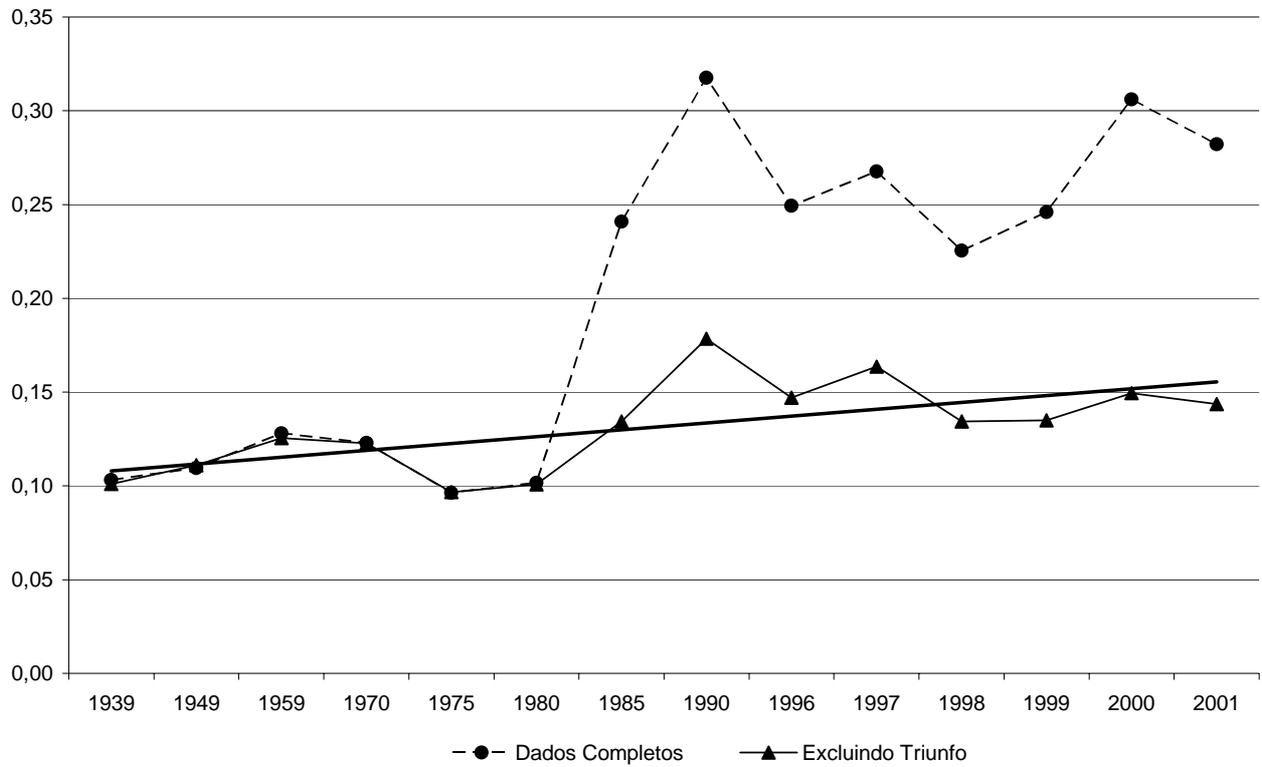
FIGURA 2 – PLOT DE COORDENADAS PARALELAS - PRODUTO PER CAPITA NORMALIZADO RIO GRANDE DO SUL – 1939, 1959, 1980, 2001.



FONTE: ALONSO ET AL. (1986) , FEE (2003) E CÁLCULOS DOS AUTORES.

Como complemento da análise, examinou-se a trajetória temporal da variância dos PIB per capita. Como se vê, no Gráfico 1, considerando os dados completos, a tendência é inequivocamente de  $\sigma$ -divergência, uma vez que a dispersão tende a aumentar durante o tempo. Entretanto, tal percepção poderia estar contaminada pela inclusão da AEC referente a Triunfo. Refez-se o cálculo da variância, mas desta vez excluindo as observações referentes a tal AEC. Os resultados continuam indicando um processo menos intenso de  $\sigma$ -divergência, mas que, não obstante, sugere não haver tendência de redução das desigualdades regionais no Rio Grande do Sul.

GRÁFICO 1 – EVOLUÇÃO DA VARIÂNCIA DOS PIB PER CAPITA NO RIO GRANDE DO SUL – 1939-2001



FONTE: ALONSO ET AL. (1986) , FEE (2003) E CÁLCULOS DOS AUTORES.

## 2. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

### 2.1. AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL GLOBAL

O primeiro passo da análise consiste em buscar representações e testes que revelem se os dados estão relacionados espacialmente. Para tal, o gráfico e a estatística I de Moran são os instrumentos básicos. Esta é calculada da seguinte forma (REY e MONTOURI, 1999).

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

Onde:

n= número de observações

$w_{ij}$ = elementos da matriz de contigüidade binária normalizada (W). Se os elementos, no caso as AEC, i e j forem contíguos,  $w_{ij}$  terá valor 1; caso contrário, 0. A matriz deve ser normalizada pelo total das linhas.

$x_i$  e  $x_j$  = são os valores da variável analisada em desvios da média.

Quando a estatística I de Moran é próxima de +1 significa que existe uma autocorrelação positiva, ou seja, valores altos (baixos) tendem a estar localizados na vizinhança de valores altos (baixos). Se for próximo de -1, o inverso ocorre: valores altos estarão cercados de valores baixos, e vice-versa<sup>8</sup>. Conforme imaginado, quando ele é zero, não há autocorrelação espacial.

O gráfico de Moran (Moran *scatterplot*) é uma representação visual da estatística I. Ele apresenta o valor padronizado de uma variável para cada uma das unidades (no caso, o PIB renda per capita das AEC) nas abscissas e, no eixo das ordenadas, a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos destas unidades. Desta maneira, valores acima da média com vizinhança também acima da média ocuparão o primeiro quadrante. Já aqueles abaixo da média, com vizinhos na mesma situação ocupam o terceiro quadrante. Os segundos e quartos quadrantes são ocupados, respectivamente, por unidades que sejam ilhas elevadas cercadas por valores baixos, e por bolsões baixos cercados de valores altos. Caso não houvesse qualquer correlação espacial, a nuvem de pontos estaria bem distribuída pelos quatro quadrantes.

Os gráficos de Moran referentes ao Rio Grande do Sul mostram que existe autocorrelação espacial positiva nos PIB per capita<sup>9</sup>. Quer no ano de 1939, quer no ano de 2001, mostrados no Gráfico 2a e 2b, as AEC relativamente mais ricas tendem a ter áreas vizinhas também ricas. E aquelas mais pobres estão cercadas por outras igualmente menos afortunadas. O Gráfico de

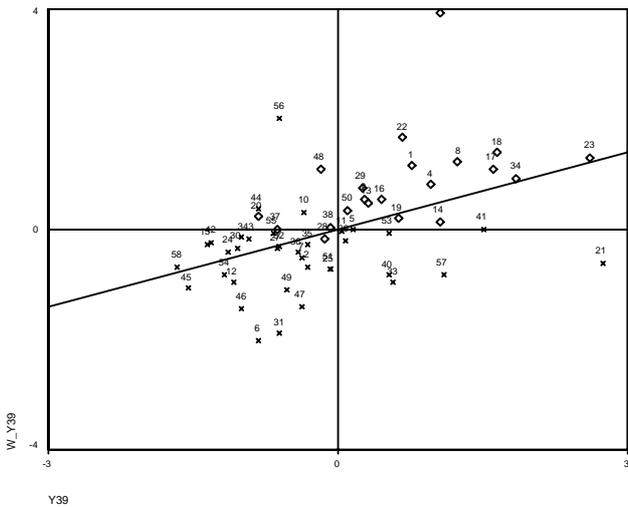
<sup>8</sup> Um tabuleiro de xadrez é a melhor representação da autocorrelação inversa perfeita (I de Moran =-1). Vale apontar que, neste trabalho, o critério de contigüidade adotado foi o chamado *Queen*. Ou seja, foram consideradas vizinhas as AEC que compartilhassem fronteiras ou vértices com outras.

<sup>9</sup> O cálculo do I de Moran, bem como de todas as análises espaciais deste trabalho, foram feitas com auxílio dos softwares Spacestat 1.03 e Geoda 0.95i.

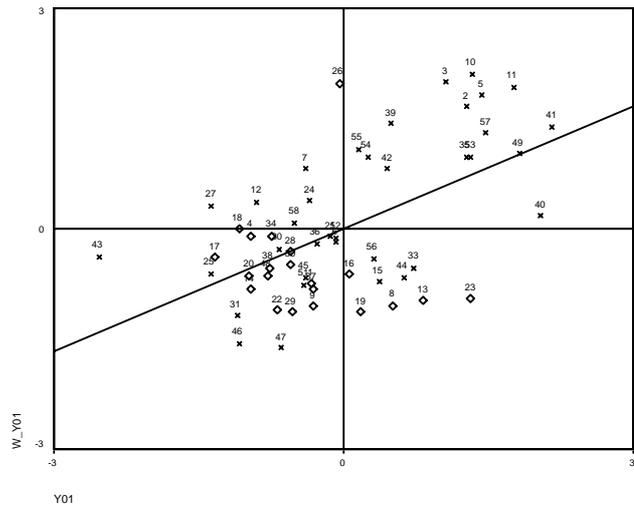
Moran ainda mostra que há correlação espacial entre as taxas de crescimento das AEC. O Gráfico 2c mostra que aquelas que mais cresceram no período 1939-2001 tendem a ter na vizinhança AEC igualmente mais dinâmicas do que a média. Corroborando o que sugere a inspeção visual, o Indicador I de Moran foi positivo e significativo para os períodos supracitados e para todos os outros cortes temporais para os quais se têm dados sobre o PIB per capita. O 2d ilustra a evolução do Indicador I entre 1939 e 2001. Como se vê, apesar de um movimento errático, existe uma tendência de elevação do valor em anos mais recentes.

GRÁFICO 2 – MORAN SCATTERPLOT PARA OS PIB PER CAPITA DAS AEC GAÚCHAS EM 1939 - 2001

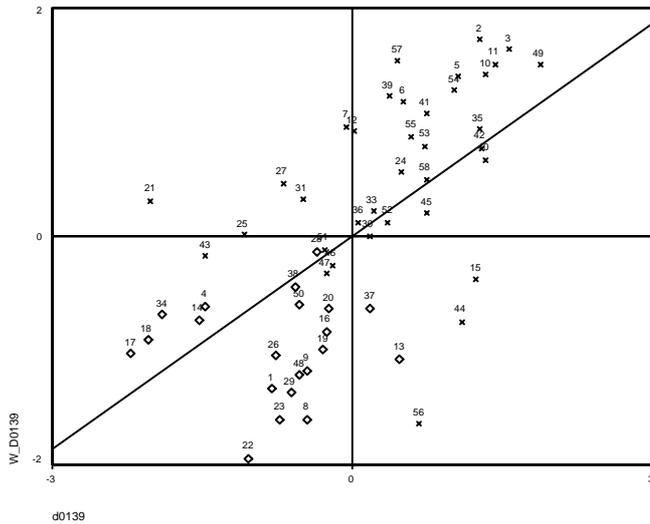
(2a) 1939



(2b) - 2001



(2c) Crescimento 1939-2001



(2d) Evolução I-Moran 1939 - 2001



## 2.2. INDICADOR LOCAL DE ASSOCIAÇÃO ESPACIAL (LISA)

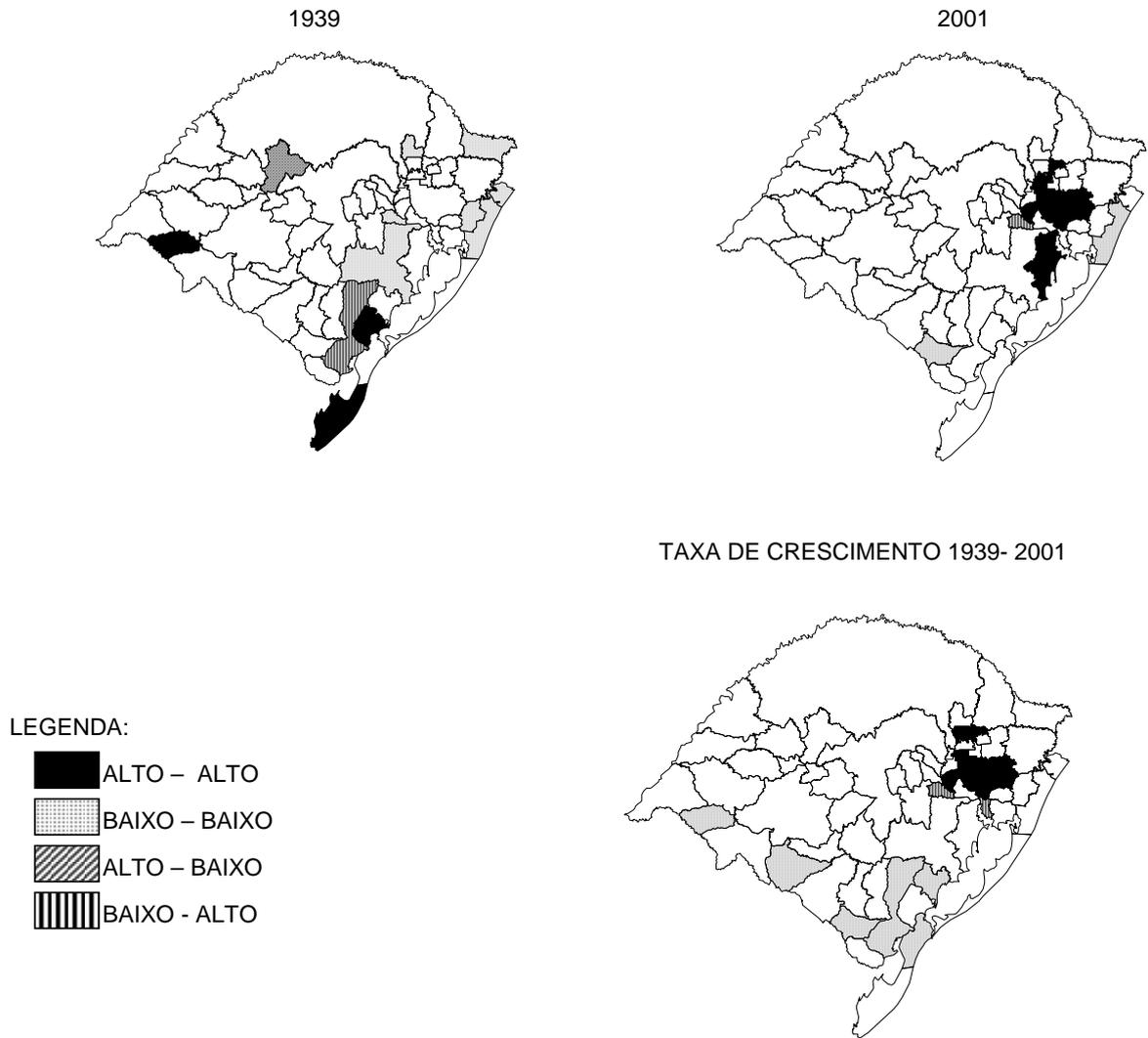
ANSELIN (1995) definiu que um *Local Indicator of Spatial Association (LISA)* deveria ter duas propriedades: a) apontar aquelas unidades em redor da qual há aglomeração de valores semelhantes; b) a soma dos LISA individuais deveria ser proporcional ao indicador de associação geral (como o Moran I). O indicador de Moran Local ( $I_i$ ) guarda essas características e pode ser calculado da seguinte forma:

$$I_i = \frac{x_i \sum_j w_{ij} x_j}{\sum_i x_i^2}$$

Valores de  $I_i$  estatisticamente diferentes de 0 indicam que a unidade  $i$  está espacialmente associada aos seus vizinhos. Como a distribuição dos  $I_i$  é desconhecida, a forma de obtê-la é através de permutações aleatórias dos vizinhos de cada unidade. A comparação destas com a observada permite inferir se a correlação espacial é significativa, ou seja, se se trata efetivamente de um *cluster* espacial.

A Figura 3 representa a estimação dos  $I_i$  para três variáveis: PIB per capita em 1939, 2001 e para a taxa de crescimento entre os dois anos. Foram indicadas apenas as observações com valores de  $I_i$  significativos a 95 % de confiança. Os resultados corroboram o que havia sido sugerido na Figura 1: em 1939, a região sul do estado possuía *clusters* ricos, já em 2001 isto não acontece. A forma mais clara de ver esta tendência é através da análise espacial da taxa de crescimento também ilustrada abaixo. Todas as aglomerações de AEC com baixo crescimento entre 1939 e 2001 estiveram localizadas na região sul do estado.

FIGURA 3 – ANÁLISE DE AGLOMERAÇÃO ESPACIAL – PIB PER CAPITA – 1939 - 2001



### 3. ECONOMETRIA ESPACIAL

#### 3.1. POR QUE UTILIZAR A ECONOMETRIA ESPACIAL?

Não é objetivo rever aqui a literatura sobre econometria espacial.<sup>10</sup> Apresentam-se, a seguir, apenas os passos necessários para compreender as razões e os procedimentos aplicados. Existem duas razões fundamentais para se trabalhar com a econometria espacial: autocorrelação e heterogeneidade espaciais. Ambas serão vistas com brevidade nas seções subseqüentes.

##### 3.1.1. Autocorrelação espacial

Existe dependência espacial quando as variáveis dependentes ou erros em locais diferentes estejam correlacionados entre si (ANSELIN, 1992). No caso presente, e na maior parte dos estudos sobre econometria espacial, imagina-se que a correlação espacial se dá entre áreas contíguas.

São duas as formas de autocorrelação espacial: a substantiva e a autocorrelação como “inconveniente”, ou *nuisance* (ANSELIN, 1992, p. 176). No primeiro caso, os efeitos de transbordamento, ou externalidades espaciais de qualquer tipo, fazem com que as variáveis dependentes nas vizinhanças influenciem-se mutuamente. Por exemplo, em um estudo sobre os determinantes municipais da criminalidade levaria em conta os níveis de crime nos municípios vizinhos. Havendo este tipo de autocorrelação, a forma de corrigi-la se dá através da inclusão de chamados *lags* espaciais (em analogia com as defasagens temporais). Sua omissão levaria a modelos mal especificados, com estimadores viesados e inferências incorretas.

No outro tipo de autocorrelação espacial, são os erros que se acham espacialmente correlacionados. Isto pode decorrer de erros de medida. Como os limites das unidades geográficas muitas vezes não são os relevantes para as variáveis de interesse, os erros de unidades contíguas mostram-se dependentes (MAGALHÃES, 2001). As conseqüências de se omitir este componente de autocorrelação espacial como *nuisance* são equivalentes à não correção de heterocedasticidade: estimadores não-viesados, mas inefficientes, e, talvez, inferências estatísticas incorretas.

##### 3.1.2. Heterogeneidade espacial

É possível que as relações entre as variáveis econômicas não sejam as mesmas ao longo do espaço. Ou seja, pode haver regimes espaciais distintos e, portanto, modelos que imponham igualdade de parâmetros estão mal especificados. Modelos espaciais podem incorporar aspectos espaciais contínuos (latitude e.g) ou discretos (o fato de uma unidade geográfica pertencer ou não a uma determinada região). Estes últimos podem ser facilmente testados através da utilização de variáveis *dummy* para os estimadores apropriados

Resumindo, da mesma forma que se deve testar para a possibilidade de quebras estruturais em séries de tempo, é recomendável testar a existência de homogeneidade estrutural nas

---

<sup>10</sup> Para um maior aprofundamento, recomenda-se ANSELIN (1988).

análises espaciais. A desconsideração deste risco pode por em cheque toda a validade de todas as conclusões obtidas a partir de modelos econométricos.

### 3.2. ECONOMETRIA ESPACIAL DAS REGRESSÕES DE CRESCIMENTO

Como referência para os testes espaciais, parte-se do modelo mínimo de convergência proposto por FUENTE (1996). Seguindo a notação e os procedimentos do autor (1996, p. 14), tem-se a seguinte forma funcional a ser testada:

Modelo I

$$\Delta y_i = x_i + \beta y_{i,1939} + \varepsilon_{i,t}$$

Onde:

$y_{i,t} = \ln Q_{it}/Q_t$ , isto é, logaritmo da renda *per capita* da região *i* no período *t* normalizada pela renda média estadual em *t*;

$$\Delta y_i = (y_{i,2001} - y_{i,1939}) / 62$$

$\varepsilon_{i,t}$  = componente de erro;

$x_i$  = intercepto.

Como se disse, se houver autocorrelação espacial, quer do erro ou de defasagem, o modelo acima estará mal especificado. Infelizmente, não é fácil distinguir na prática qual a relação espacial está presente e, portanto, qual a melhor especificação. Neste trabalho, a busca da especificação apropriada segue a proposta por FLORAX, FOLMER e REY (2003). Os autores identificaram que a estratégia de Hendry é inapropriada para a Econometria Espacial. Isto é, não se deve fazer a modelagem *general-to-specific* de chegar a uma especificação a partir de um modelo amplo. Como primeiro estágio, eles recomendam que seja seguido o roteiro simplificado abaixo:

- 1) Estimar o modelo sem variáveis espaciais;
- 2) Testar para a existência de autocorrelação espacial;
- 3) Se for rejeitada a hipótese de ausência de autocorrelação espacial, adotar os procedimentos apropriados.

No caso presente, o modelo de dependência do erro é feito substituindo o componente de erro abaixo no Modelo I:

$$\varepsilon_t = \lambda \mathbf{W} \varepsilon_t + u_t$$

No qual  $\lambda$  é um escalar do coeficiente do erro e  $u_t \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I})$ . O que resulta na forma funcional para o modelo de erro espacial:

Modelo II – Erro Espacial

$$\Delta y_i = x_i + \beta y_{i,1939} + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \varepsilon_i$$

A matriz  $\mathbf{W}$  é a mesma matriz de contigüidade utilizada na estatística de Moran. Obviamente, quanto o valor de  $\lambda$  é igual a 0 não existe autocorrelação espacial do erro. Conforme chamaram a atenção REY e MONTOURI (1999), quando  $\lambda \neq 0$ , um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os seus vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades.

Já no modelo defasagem espacial, acrescenta-se entre as variáveis explicativas do modelo clássico (I) uma componente  $\rho \mathbf{W} \Delta y_{i,t}$ , ou seja, a média dos valores da taxa de crescimento das unidades espaciais vizinhas. Assim:

Modelo III – Defasagem Espacial

$$\Delta y_i = x_i - \beta y_{i,1939} + \rho \mathbf{W} \Delta y_i + \varepsilon_{i,t}$$

No caso presente, espera-se que  $\rho > 0$ , sugerindo a existência de autocorrelação espacial positiva. A justificativa é que o crescimento da vizinhança de uma AEC tenda mais a contribuir para o seu crescimento econômico do que para deprimi-la.

### 3.3. RESULTADOS

#### 3.3.1. Especificações com autocorrelação espacial

A Tabela 1 resume os resultados dos testes do modelo padrão, erro espacial e defasagem. O modelo I, padrão, tem estimadores com sinais significativos e de sinal esperado, mas está mal-especificado. A evidência disso é que são significativos ambos os testes LM para autocorrelação espacial dos seus erros (LM- erro) e substantiva (LM- *lag*).

Nos dois modelos de autocorrelação espacial, percebe-se que não houve alteração na significância dos estimadores. Porém, há uma queda na velocidade de convergência: o valor de  $\beta$  caiu de 1,3% para 1% quando se compara a especificação padrão com a III. Igualmente, em ambos os testes houve uma sensível melhoria dos indicadores de ajustamento do modelo. Nas especificações com termos espaciais houve uma melhoria dos indicadores LIK (*maximized log likelihood*), AIC (*Akaike Information Criteria*) e SC (*Schwartz Criteria*). A hipótese de erros homocedásticos foi não rejeitada em todas as três especificações.

Uma vez que está claro que o modelo padrão é inadequado, a questão está em escolher qual a especificação espacial mais apropriada. Seguindo as recomendações de FLORAX, FOLMER e REY (2003), quando ambos os testes LM (erro e *lag*) forem significativos deve ser feita a correção espacial relacionada com o maior valor do teste. No caso presente, portanto, uma pequena diferença nos testes sugere utilizar o modelo de erro espacial. Recomendável, também, é comparar os valores de LIK, AIC e SC. Estes também sugerem que o modelo de erro espacial é o recomendável.

TABELA 1 – REGRESSÃO DE CRESCIMENTO COM CORREÇÃO ESPACIAL – RIO GRANDE DO SUL – 1939-2001

	I	II	III
Constante	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,529)	-0,001 (0,224)
$\beta$	-0,013 (0,000)	-0,011 (0,000)	-0,010 (0,000)
$\rho$			0,515 (0,000)
$\lambda$		0,604 (0,000)	
LM – erro	19,139 (0,000)		0,004 (0,949)
LM – lag	17,870 (0,000)		
LR do erro/ lag		16,410 (0,000)	15,314 (0,000)
BP Heterocedasticidade	0,158 (0,691)	0,766 (0,381)	1,136 (0,286)
$R^2$	0,3282	0,2428	0,4480
LIK	210.798	219,003	218,455
AIC	-417,596	-434,006	-430,910
SC	-413,510	-429,920	-424,781

FONTE: CÁLCULOS DO AUTORES.

Nota: Valores p entre parênteses.

### 3.3.2. Especificações com autocorrelação e heterogeneidade espacial

Uma possibilidade é que, além dos problemas de autocorrelação espacial, existam também regimes espaciais distintos no Rio Grande do Sul. Ou seja, o modelo I já estaria mal especificado por terem sido omitidas variáveis relevantes. Em termos da literatura de convergência, isso equivale a afirmar que há um processo de convergência condicional e não absoluta. As AEC localizadas em diferentes regiões gaúchas estariam convergindo para níveis de renda de estado estacionário distintas e não para um nível comum.

Se existem regimes espaciais distintos nas regiões do RS, a questão principal é a identificação das divisões regionais apropriadas. Caso a regionalização fosse feita com base em critérios atuais, as estimativas seriam redundantes, uma vez que as regiões seriam delimitadas com base em dimensões socioeconômicas correntes. Tendo em vista esta restrição, optou-se pela regionalização de FONSECA (1983). O autor identificou, durante o período da República Velha, quatro regiões no Rio Grande do Sul com formações econômicas distintas: Campanha, Serra, Planalto e Áreas Mistas. Para os objetivos deste trabalho, utilizaram-se apenas duas regiões: Campanha e não-Campanha<sup>11</sup>.

As especificações da seção anterior são repetidas abaixo levando em conta a possibilidade da existência desses dois regimes especiais. Os índices  $c$  e  $nc$ , em subscripto, referem-

<sup>11</sup> Sobre a região da Campanha escreve FONSECA (1983, p. 27): “A Campanha é de antiga colonização ibérica; é onde, no Império, apareceu o trabalho escravo, principalmente nas charqueadas; durante o século XIX foi a mais importante região gaúcha, onde se desenvolveu predominantemente a criação de gado. É a zona das estâncias, de economia predominantemente pecuária onde aparecem o peão, o agregado e outras formas de parceria, todos vinculados ao latifúndio.”

se aos estimadores para a região da Campanha e não-Campanha, respectivamente. Os resultados constam da Tabela 2.

#### Modelo IV - Padrão com Regimes Espaciais

$$\Delta y_c = x_c + \beta_c y_c + \varepsilon_c$$

$$\Delta y_{nc} = x_{nc} + \beta_{nc} y_c + \varepsilon_{nc}$$

#### Modelo V - Erro e Regimes Espaciais

$$\Delta y_c = x_c + \beta y_c + (I - \lambda \mathbf{W})^{-1} \varepsilon_c$$

$$\Delta y_{nc} = x_{nc} + \beta y_{nc} + (I - \lambda \mathbf{W})^{-1} \varepsilon_{nc},$$

#### Modelo VI - *Lag* e Regimes Espaciais

$$\Delta y_c = x_c - \beta y_c + \rho \mathbf{W} \Delta y_c + \varepsilon_c$$

$$\Delta y_c = x_{nc} - \beta y_{nc} + \rho \mathbf{W} \Delta y_{nc} + \varepsilon_{nc}$$

Como se vê, o teste de CHOW sugere que é apropriado adotar a hipótese de dois regimes espaciais no modelo padrão (IV). Contudo, os problemas espaciais persistem: os testes LM para o *Lag* e para o Erro indicam autocorrelação espacial. Além disso, o teste de BP aponta para heterocedasticidade, também sugerindo a permanência da dependência espacial.

O modelo de erro espacial com regimes espaciais (V) mostrou-se adequado. A hipótese nula de igualdade conjunta dos estimadores foi rejeitada a 10% pelo teste de Chow espacial, mas, individualmente, apenas o estimador associado à constante se mostrou estatisticamente distinto nos dois regimes. Ou seja, nas duas regiões as retas de regressão possuem interceptos distintos e coeficientes angulares em comum.

O modelo de *lag* espacial com regimes espaciais também se mostrou apropriado. Os testes de Chow conjunto e individuais indicaram que é adequado considerar a existência de duas regiões. O teste de LM para autocorrelação espacial sugere que a introdução dos termos de *lag* espacial foi suficiente para eliminar a autocorrelação espacial dos erros e sua heterocedasticidade.

A comparação entre o modelo padrão IV e o com dependência espacial (V e VI) mostra que houve mudança nos coeficientes estimados de  $\beta$ . Em termos gerais, houve um aumento, em módulo, dos valores estimados para o  $\beta_{nc}$  e uma redução do  $\beta_c$ . Ou seja, com a correção espacial, apesar de não haver mudança na significância dos estimadores, a velocidade de convergência das AEC localizadas na região da Campanha caiu, enquanto a das AEC localizadas nas outras regiões tiveram uma elevação. Quando se confronta as especificações II e III (autocorrelação espacial) com a V e VI (autocorrelação e regimes espaciais) percebe-se que os valores estimados naquelas são, na verdade, valores intermediários dos  $\beta$  das AEC da Campanha e da não-Campanha.

Mais uma vez, os critérios sugeridos FLORAX, FOLMER e REY (2003) são úteis para a seleção entre modelos com autocorrelação espacial. Neste caso, os valores dos critérios LIK, SC e AIC apontam na mesma direção: a especificação com erro espacial deve ser a escolhida em detrimento da com *lag* espacial.

TABELA 2 – REGRESSÃO DE CRESCIMENTO COM AUTOCORRELAÇÃO E REGIMES ESPACIAIS – RIO GRANDE DO SUL – 1939-2001

	IV – Padrão		V- Erro Espacial		VI – Lag Espacial	
	Camp	N Camp	Camp	N Camp	Camp	N Camp
Constante	0,002 (0,094)	-0,004 (0,005)	0,001 (0,373)	-0,004 (0,046)	0,001 (0,577)	-0,002 (0,099)
$\beta$	-0,007 (0,055)	-0,013 (0,009)	-0,009 (0,002)	-0,012 (0,007)	-0,007 (0,013)	-0,011 (0,008)
$\rho$					0,370 (0,012)	
$\lambda$			0,466 (0,002)			
Lagrange (erro)	5,818 (0,016)				0,163 (0,686)	
Lagrange (lag)	5,112 (0,024)					
LR do Erro/lag			7,638 (0,006)		5,059 (0,024)	
BP Heterocedasticidade	3,897 (0,048)		1,023 (0,312)		1,649 (0,199)	
R <sup>2</sup>	0,464		0,514		0,492	
LIK	217,205		221,024		219,735	
AIC	-426,410		-434,047		-429,469	
SC	-418,237		-425,875		-419,254	
Estabilidade dos Parâmetros -CHOW	6,679 (0,002)		5,427 (0,066)		6,568 (0,037)	
Estabilidade dos Parâmetros-Constante	11,097 (0,002)		4,545 (0,033)		6,452 (0,011)	
$\beta$	1,126 (0,293)		0,335 (0,562)		6,475 (0,011)	

FONTE: CÁLCULO DOS AUTORES.

Nota: Valores p entre parênteses.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho é a primeira análise econométrica de uma série longa de PIB per capita por Área Estatisticamente Comparável do Rio Grande do Sul (1939-2001). Além disso, o estudo é pioneiro na aplicação de econometria espacial para dados gaúchos de crescimento econômico. Em termos empíricos, a estatística e o gráfico de Moran indicaram que existe autocorrelação espacial positiva nos valores do PIB no período 1939-2001. Isto é, áreas ricas circundadas por áreas ricas, e as pobres, por vizinhos pobres. O mesmo fenômeno foi percebido também em relação às taxas de crescimento: áreas dinâmicas tenderam a estar aglomeradas espacialmente, assim como as de crescimento mais vagaroso.

Os testes mostraram, no caso sob escopo, que o modelo padrão de convergência está mal especificado por conter autocorrelação espacial. Testaram-se modelos de erro e de *lag* espacial, os quais se mostraram superiores ao padrão de acordo com os critérios usuais. Os critérios de seleção de modelos espaciais sugeriram que o modelo de erro é o mais apropriado.

Testes de quebra estrutural também indicaram que se deve considerar a existência de dois regimes especiais no estado. Haveria um regime para a Campanha, i.e. o extremo sul do estado, e outro para as demais regiões. As evidências sugerem que os estados estacionários dos dois regimes seriam diferentes. Ou seja, existem mais evidências em favor da  $\beta$ -convergência condicional, do que da convergência absoluta.

A combinação de regimes espaciais com autocorrelação espacial mostrou ser a especificação mais adequada. Novamente, há alguma evidência em favor da especificação de erro espacial (V) em relação ao de *lag* (VI). Nesse caso, o modelo destoa dos resultados obtidos por MAGALHÃES (2001) e LIM (2003), mas está de acordo com o obtido por REY e MONTOURI (1999).

A base de dados aqui utilizada está longe de ser exaurida. Há um amplo conjunto de métodos de análise espacial e novos instrumentos são criados continuamente. Este trabalho pretende ser o primeiro de uma série de análises, cujas próximas frentes de pesquisa a serem enfrentadas são:

- Repetir do testes de convergência com especificações espaciais, usando dados de painel. Há observações do PIB das AEC nos anos de 1939, 1949, 1959, 1970, 1975, 1980, 1985, 1990 e anualmente entre 1996 e 2001. A combinação de dados de painel com modelos espaciais está na fronteira de pesquisa sobre o tema e existem questões ainda não respondidas (ELHORST, 2003).
- Examinar a dinâmica da distribuição por AEC dos PIB per capita gaúchos seguindo o trabalho de QUAH (1996). Neste estudo, o autor apresenta uma técnica que permite que se leve em conta a questão espacial no exame das mudanças no perfil da distribuição dos PIB per capita.
- Buscar os componentes estruturais da convergência. Ou seja, será examinada a contribuição dos ganhos de produtividade por setor, sem perder a dimensão espacial, tal como CARLUER e GAULIER (2002) fizeram.

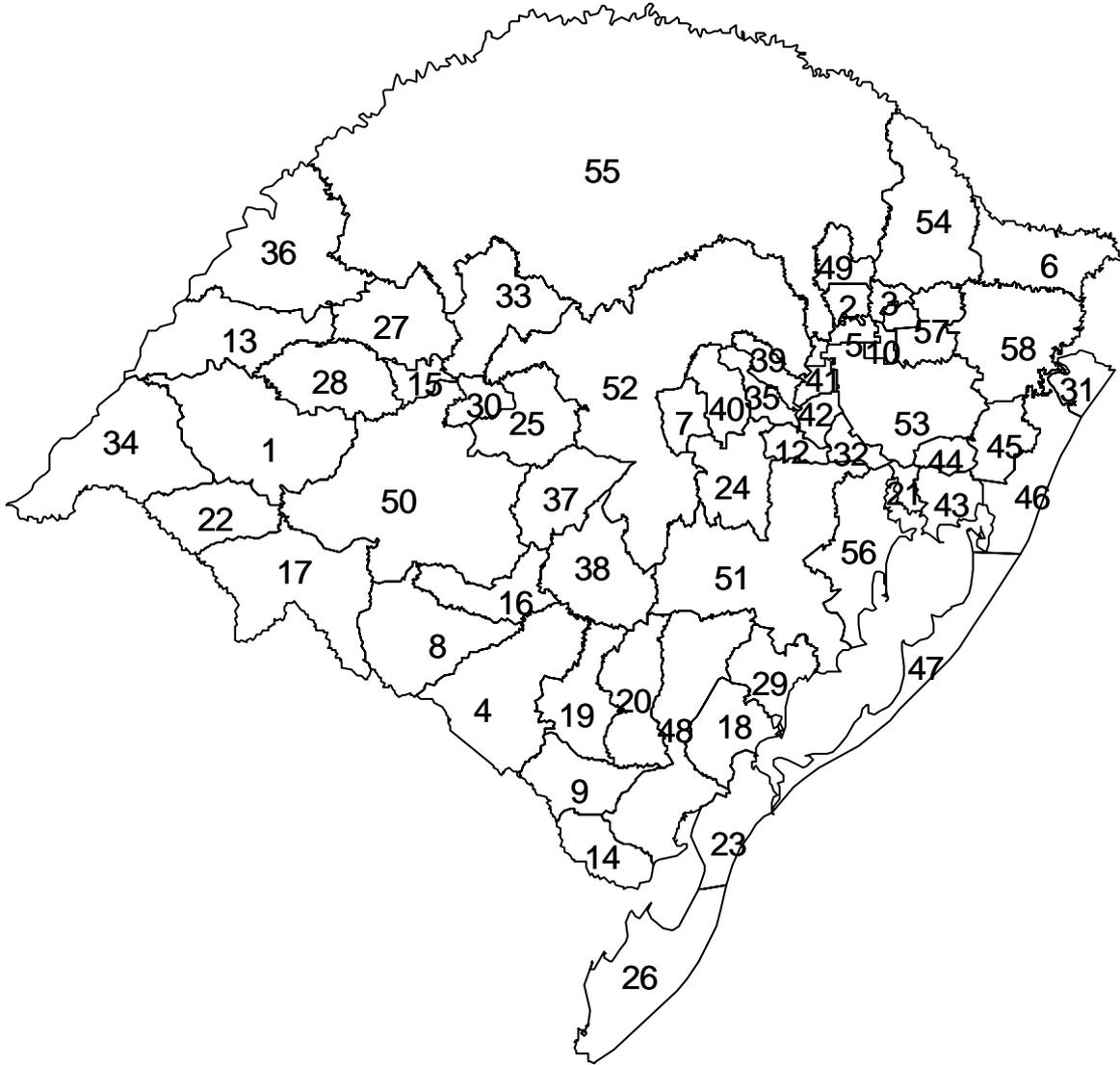
Paralelamente, pretende-se construir uma série de PIB per capita para o ano de 1920 por AEC. Quando essa série estiver pronta e as pesquisas supracitadas concluídas, ter-se-á uma visão bastante abrangente das trajetórias regionais no século XX no Rio Grande do Sul.

## BIBLIOGRAFIA

- ACEMOGLU, D., JOHNSON, S., ROBINSON, J.. Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income. **Quarterly Journal of Economics** v.117, n.4, November 2002.
- ALONSO, J. A. F. et al. **Áreas estatisticamente comparáveis do Rio Grande do Sul: 1940-1980**. Porto Alegre, 1986.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: Methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- \_\_\_\_\_. **Spacestat tutorial: A workbook for using Spacestat in the analysis of spatial data**. Urbana Illinois, 1992.
- \_\_\_\_\_. Local Indicators of Spatial Association — LISA, **Geographical Analysis** 27: 93–115, 1995.
- AREND, Marcelo e CARIO, Silvio. **Origens e Determinantes dos Desequilíbrios no Rio Grande do Sul: uma análise a partir da Teoria Institucional de Douglass North**. Em CD-Rom. Anais do II Encontro de Economia Gaúcha – 20 e 21 de Maio. Porto Alegre, 2004.
- ÁVILA, R. P.; MONASTERIO, L. M. **Produto Interno Bruto por áreas estatisticamente comparáveis: Rio Grande do Sul (1939-2001)**. mimeo, 2004.
- BANDEIRA, P. S. As raízes históricas do declínio da região sul. In: ALONSO, J. A. F.; BENETTI, M. D.; BANDEIRA, P. S. **Crescimento econômico da região sul do Rio Grande do Sul: causas e perspectivas**. Porto Alegre: FEE, 1994.
- \_\_\_\_\_. (Ed.) **Crescimento regional no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, Governo do Estado do Rio Grande do Sul, 1997.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. **American Economic Review**, v. 76, n.5, p.1072-85, 1986.
- CARLUER, F.; GAULIER, G. **Archipelago Europe: Geographic and structural analysis of convergence**. In: Innovation and Growth: new challenges for the regions 2002, Sophia-Antipolis. 2002.
- DURLAUF, S. N. Econometrics analysis and the study of economic growth: A skeptical perspective. In: BACKHOUSE, R.; SALANTI, A. **Macroeconomics and the real world**. Oxford: Oxford University Press, 2000.
- ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, v. 26, n.3, p.244-268, July, 2003.
- FEE. **PIB Municipal do RS - 1985-01**. Em CD-ROM. Porto Alegre: FEE, 2003.
- 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, April, 1999
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**. **September**, v. 33, n.5, p.557-79, 2003.
- FONSECA, P. C. D. **RS: Economia e conflitos na República Velha**. Porto Alegre: Mercado Aberto, 1983.

- FUENTE, A. de la. **Notas sobre la economia del crecimiento**. Barcelona: Universitat Autònoma, 1996.
- LIM, U. A spatial analysis of regional income convergence. **Planning Forum**, v. 9, p.66-80, 2003.
- MAGALHÃES, A. **Clubes de convergência no Brasil: Uma abordagem com correção espacial**. In: Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia 2001, Salvador. 2001.
- MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. **Spatial dependence and regional convergence in Brazil**. Working Paper REAL 00-T-11, Urbana, 2000.
- MONASTERIO, Leonardo. **Capital Social e a Região Sul do Rio Grande do Sul**. Tese de doutorado não publicada. (Doutorado em Desenvolvimento Econômico – UFPR). Curitiba, 2002.
- MOSSI, M. et al. **Growth dynamics and space in Brazil**. European Regional Science Association Conference Papers. Disponível em: <http://www.ersa.org/ersaconfs/ersa02/cd-rom/papers/499.pdf>. 2002.
- PIMENTEL, E. A. e HADDAD, E.A **Desigualdades regionais em Minas Gerais: análises espaciais do fenômeno, 1991-2000**. Trabalho apresentado no III Encontro da Associação Brasileira de Estudos Regionais. Belo Horizonte, Junho de 2004.
- QUAH, D. Regional convergence clusters across Europe. **European Economic Review**, v. 40, p.951-958, 1996.
- RAMIREZ, M. T.; LOMBOGUERRERO, A. M. **Spatial dependence and economic growth: Evidence from a panel of countries**. 2002.
- REY, S. J.; MONTOURI, B. D. U.S. Regional income convergence: A spatial econometric perspective. **Regional Studies**, v. 33, p.143-156, 1999.
- TOBLER, W. R. A computer model simulation of urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, v. 46, p.234-240, 1970.
- VERNER, D. e TEBALDI, E. **Convergence, Dynamics, and Geography of Economic Growth: The Case of Municipalities in Rio Grande do Norte, Brazil**. World Bank Working Paper, n. 3302. Disponível no site: <http://econ.worldbank.org/view.php?type=5&id=35586>. May, 2004.

**ANEXO - MAPA DAS ÁREAS ESTATISTICAMENTE COMPARÁVEIS**



FONTE: ALONSO ET AL. (1986).