

Estrutura espacial das aglomerações e determinação dos salários industriais no Rio Grande do Sul*

Leonardo M. Monasterio**

Professor Adjunto do Departamento de Geografia e Economia da UFPel, Doutor em Desenvolvimento Econômico pela FPR e bolsista do CNPq

Mauro Salvo***

Economista do Banco Central do Brasil e Mestre em Economia pela UFRGS

Otávio Menezes Damé****

Acadêmico do Curso de Economia da UFPel e bolsista de iniciação científica do CNPq

Resumo

Neste trabalho, estimam-se os efeitos das economias de aglomeração nos salários dos trabalhadores industriais, no Rio Grande do Sul. Para tal, utilizam-se os recursos da análise exploratória de dados espaciais para localizar os “clusters” da indústria gaúcha em 2000. Em seguida, combinam-se tais informações a microdados censitários e estimam-se regressões salariais inspiradas nos testes empíricos associados aos modelos da Nova Geografia Econômica (Hanson, 1998, em especial). Os resultados mostram-se estatística e economicamente significantes: mesmo quando controlados por variáveis demográficas, os salários individuais dos trabalhadores industriais são maiores nas cidades mais urbanizadas, com maior população e mais próximas do centro econômico do Rio Grande do Sul. Isso sugere o quão intensas são as forças econômicas que determinam a estrutura espacial produtiva no Estado.

Palavras-chave

Economia regional; Nova Geografia Econômica; análise exploratória de dados.

* Artigo recebido em abr. 2007 e aceito para publicação em ago. 2007.

** E-mail: leonardo.monasterio@pq.cnpq.br

*** E-mail: msalvo@bcb.gov.br

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

Abstract

This paper estimates the effects of agglomeration economies on the wages of industrial workers in Rio Grande do Sul. The techniques of Exploratory Analysis of Spatial Data have been used to locate the clusters of the state industry in 2000. This information was then added to census microdata in order to run wage regressions inspired by the empirical tests of the New Economic Geography models (Hanson, 1998, specially). The results were statistically and economically significant: even when controlled by demographic variables, the individual wages of industrial workers were higher in larger and more urbanized cities closer to the economic centre of the Rio Grande do Sul. This suggests how intense the economic forces that shape the spatial structure of the state are.

Key words

Regional economics; new economic geography; exploratory spatial data analysis.

Classificação JEL: R12.

Introdução

O Rio Grande do Sul destaca-se de boa parte dos estados brasileiros por ter regiões com identidades bem definidas e também pelo espaço que o tema da redução de suas desigualdades regionais ocupa na agenda dos agentes públicos. Em termos de pesquisa, a questão regional gaúcha é das mais debatidas em diversidade e qualidade de estudos. Entre essa vasta bibliografia, existem os trabalhos voltados para a análise do atraso relativo da Região Sul (Alonso; Benetti; Bandeira, 1994; Bandeira, 1994) e os voltados para a região mais dinâmica (Schmitz, 1995). Mais recentemente, surgiram aqueles que testam modelos teóricos para todo o Estado (Porto Jr., 2000; Bêrni; Marquetti; Kloeckner, 2002; Lautert, 2004; Bagolin; Gabe; Ribeiro, 2002; Fochezatto; Stülp, 2004; Souza, 2004; Arend; Cario, 2004; Monasterio; Ávila, 2005).

Ao longo das últimas décadas, a produção teórica em Economia regional voltou-se ao estudo de fenômenos como economias externas de escala, retornos crescentes e seu impacto sobre a organização espacial. A Nova Geografia Econômica levou à retomada de temas de pesquisa conhecidos da Ciência

Regional.¹ Essa linha teórica foi responsável por elaborar modelos bem fundamentados e elegantes, que geraram novo fôlego e interesse para os temas da Economia regional. Paralelamente, termos como *clusters* e arranjos produtivos locais tornaram-se correntes nos debates sobre políticas regionais de desenvolvimento.

As técnicas de análise também avançaram junto com a evolução da teoria e da política de desenvolvimento regional. Os recursos de geoprocessamento e de estatística espacial chegaram ao alcance dos computadores pessoais e, hoje, estão disponíveis para os economistas interessados em estudos regionais. Por fim, bases de dados econômicos espacializadas foram disponibilizadas, quer por meios óticos, quer por acesso *on-line*.

Neste trabalho, pretende-se aliar os novos *insights* fornecidos pela Nova Geografia Econômica aos métodos de análise de dados espaciais, para examinar as questões de desigualdade regional no Rio Grande do Sul. Nesse sentido, o objetivo maior é avaliar o impacto das aglomerações nos salários industriais dos gaúchos. Para tal, dividiu-se o trabalho em duas partes. Na primeira seção, faz-se uma breve digressão sobre os conceitos de aglomeração, de concentração e acerca dos métodos de identificação de *clusters* industriais. Em seguida, utilizam-se os recursos da Análise Exploratória de Dados Espaciais (Exploratory Analysis of Spatial Data (ESDA)), para identificar as aglomerações e as concentrações espaciais no Estado. O objetivo, nessa seção, é ter uma delimitação das aglomerações no território gaúcho que não seja arbitrária, mas, sim, determinada por um método estatístico bem fundamentado.

Uma vez identificadas as aglomerações, passa-se, na segunda parte do estudo, à estimação dos impactos de variáveis relacionadas à localização das empresas sobre os salários dos trabalhadores na indústria gaúcha. Faz-se um resumo da literatura empírica que testou os modelos da Nova Geografia Econômica (Hanson, 1997; 1998, em especial). Na seção 2.2, parte-se de uma *wage regression* (Mincer, 1974), que considera as características observáveis dos indivíduos na determinação dos salários. Em seguida, são acrescentadas variáveis relacionadas com a localização das empresas e dos seus entornos. Nesse sentido, incluem-se, entre os regressores, variáveis que buscam capturar dimensões, como economias de aglomeração, urbanização e potencial de mercado.

O presente trabalho baseia-se em duas fontes básicas de dados: os microdados da amostra do **Censo Demográfico 2000** (IBGE, 2002) e as

¹ As principais contribuições da Nova Geografia Econômica estão sintetizadas, pelos seus próprios autores, em Fujita, Krugman e Venables (2002). Ver Brakman, Garretsen e Marrewijk (2003) para uma introdução mais acessível e abrangente.

informações sobre emprego obtidas no **Relatório Anual de Informações Sociais** para o mesmo ano (RAIS, 2005). A análise foi limitada ao setor industrial do Rio Grande do Sul por diversos motivos. Em primeiro lugar, existem limitações computacionais do trabalho com microdados, o que dificulta o processamento das informações para áreas ou setores mais amplos. Além disso, uma vez que os dados da RAIS capturam apenas o emprego formal, haveria uma subestimação grave, caso fosse incluído o Setor Terciário na análise. Na verdade, esse setor foi excluído também devido à heterogeneidade das atividades que dele fazem parte. Em termos temporais, a análise limitou-se ao ano censitário de 2000. Seria desejável um estudo da dinâmica da economia gaúcha na última década do século XX, com base em microdados, porém a intensa criação de municípios na década de 90 impôs obstáculos, insuperáveis frente aos recursos disponíveis para este trabalho no que se refere ao processamento dos dados.

1 Identificação de *clusters* espaciais na indústria gaúcha

1.1 Análise exploratória de dados

A Análise Exploratória de Dados Espaciais é o conjunto de técnicas utilizadas para descrever distribuições espaciais de variáveis, descobrir padrões de correlação espacial, ou apontar a ocorrência de *clusters*, ou mesmo apontar *outliers* (Anselin, 1998). Uma outra utilidade da ESDA é auxiliar na formulação de hipóteses a serem testadas através de outros métodos estatísticos. Ou seja, a ESDA não deve ser vista como um fim em si mesma, nem como um conjunto fechado de técnicas, mas, sim, como um auxiliar para a compreensão de fenômenos espaciais, que, conforme avançam os recursos teóricos e informacionais, acrescenta mais ferramentas ao seu arsenal analítico. No caso presente, ela será útil para a identificação de *clusters* e para o processamento de informações, que permitirá a segunda fase do trabalho.

Seguindo a chamada Lei de Tobler da Geografia², a ESDA tem por princípio que os fenômenos espaciais tendem a estar correlacionados com outros que se acham geograficamente próximos. Para capturar a ocorrência de tais associações

² “Tudo é relacionado com tudo mais, mas coisas próximas são mais relacionadas entre si do que as distantes” (Tobler, 1970, p. 236, tradução nossa). No original: “*Everything is related to everything else but nearby things are more related than distant things*” (Tobler, 1970, p. 236).

de forma global, existe uma ferramenta básica: a estatística de Moran, ou Moran-I. Ela permite avaliar se existe autocorrelação espacial entre as unidades espaciais de uma região.³

O gráfico de Moran (*Moran scatterplot*) representa o valor padronizado de uma variável para cada uma das unidades nas abscissas e, no eixo das ordenadas, a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos dessas unidades (Figura 1). Dessa maneira, observações com valores acima da média, com vizinhança também acima da média, ocupam o primeiro quadrante. Já aqueles abaixo da média, com vizinhos na mesma situação, ocupam o terceiro quadrante. O quarto e o segundo quadrantes são ocupados, respectivamente, por ilhas elevadas, cercadas por valores baixos, e por bolsões baixos, cercados de valores altos. Caso não haja qualquer autocorrelação espacial, as observações estarão bem distribuídas pelos quatro quadrantes.

Já a estatística Moran-I é calculada a partir de (O'Sullivan; Unwin, 2003, p. 197):

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

Onde:

n = número de áreas;

$y_{i,j}$ = valores da variável y nas áreas i ou j ;

\bar{y} = média da variável y ;

w_{ij} = elemento i,j da matriz de contigüidade w .

Essa matriz, no caso presente, recebe valor zero, quando os municípios i e j não são contíguos, e valor 1, quando o são. Aqui se utilizou o critério de contigüidade Queen de primeira ordem, ou seja, foram considerados vizinhos mesmo os municípios que compartilhavam apenas um vértice em comum.

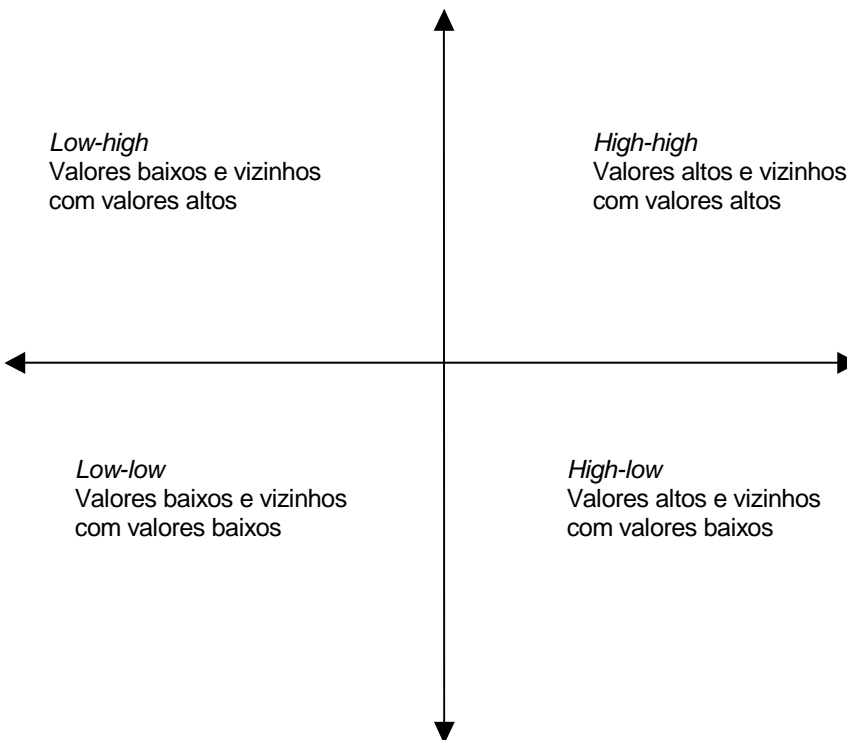
A estatística de Moran pode ser compreendida através da observação de cada um de seus componentes (O'Sullivan; Unwin, 2003, p.197-198). O numerador da segunda fração calcula o produto entre os desvios de uma variável nas áreas

³ Na verdade, ela pode demonstrar também a existência de heterogeneidade espacial. A distinção entre os dois fenômenos é, contudo, uma questão complexa, que foge do alcance do presente trabalho.

i e j . Para que esse seja positivo, existem duas possibilidades: ou ambos os desvios estão abaixo da média, ou estão acima. E, graças ao elemento w_{ij} , só serão contabilizados no somatório os produtos referentes a áreas i e j que sejam contíguas. Dessa forma, quanto mais observações vizinhas houver acima (ou abaixo) da média, maior será o valor do numerador da segunda parcela. Os demais termos do Moran-I têm a função apenas de normalizar o valor obtido pelo número de áreas (n), pela amplitude dos valores ($\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$) e pelo número de áreas contíguas ($\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$).

Figura 1

Representação do gráfico de Moran



Assim, a estatística *I* de Moran positiva significa que existe uma autocorrelação positiva, ou seja, valores altos tendem a estar localizados na vizinhança de valores altos, e, por sua vez, valores baixos tendem a estar localizados na vizinhança de valores baixos. Se o valor for negativo, o inverso ocorre: valores altos estarão cercados de valores baixos, e vice-versa.⁴ Quando ele tende a zero, não há autocorrelação espacial.⁵

Para examinar a significância estatística de um valor de Moran-*I*, a forma mais usual é através de métodos computacionais.⁶ A partir do mapa observado, os valores são recombinaos seguidamente, e os valores de Moran-*I* são calculados. Para que se faça a inferência estatística, o valor do Moran-*I* observado é, então, comparado com a distribuição dos Moran-*I* simulados.

1.2 Aglomerações industriais no Rio Grande do Sul

1.2.1 Indicadores locais de associação espacial

O indicador de Moran-*I* global captura a autocorrelação espacial em toda a área sob escopo. Assim, ele não consegue identificar se existem unidades específicas espacialmente associadas. Para solucionar tal problema, foram desenvolvidas estatísticas locais de autocorrelação. Dentre essas, Anselin (1995) definiu que um Local Indicator of Spatial Association (LISA) deve ter duas propriedades: (a) apontar aquelas unidades ao redor das quais há aglomeração de valores semelhantes; (b) permitir a soma dos LISAs individuais proporcionalmente ao indicador de associação geral, ou seja, o indicador local pode ser reagregado ao indicador global. O indicador de Moran local (I_i) guarda essas características e é calculado da seguinte forma (O'Sullivan; Unwin, 2003, p. 203-204):

$$I_i = z_i \sum_{j \neq i}^n w'_{ij} z_j$$

⁴ Um tabuleiro de xadrez é a melhor representação da autocorrelação inversa perfeita (*I* de Moran = -1).

⁵ Em termos mais precisos, o valor esperado de Moran-*I*, na ausência de autocorrelação espacial, é igual a $(-1/n-1)$.

⁶ Soluções analíticas também são possíveis, mas exigem que pressupostos específicos sobre a distribuição sejam satisfeitos.

$$z_i = \frac{y_i - \bar{y}}{s}$$

Os valores z são, dessa forma, os valores normalizados de y . Os valores w'_{ij} referem-se às células da matriz de contigüidade, já vista anteriormente, com os valores normalizados pelo total das linhas, isto é, pelo total de vizinhos que a unidade possui. Por exemplo, um município que tem três vizinhos terá valores de w' iguais a um terço. Assim sendo, o valor do Moran-I de um local i é o produto do valor do atributo em i vezes a média ponderada dos valores dos seus vizinhos (sempre em valores normalizados).

Mais uma vez, valores de I_i estatisticamente diferentes de zero indicam que a unidade i está espacialmente associada aos seus vizinhos. Igualmente, 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 dessa distribuição com a observada permite inferir se a correlação espacial é significativa, ou seja, se se trata efetivamente de um *cluster* espacial.

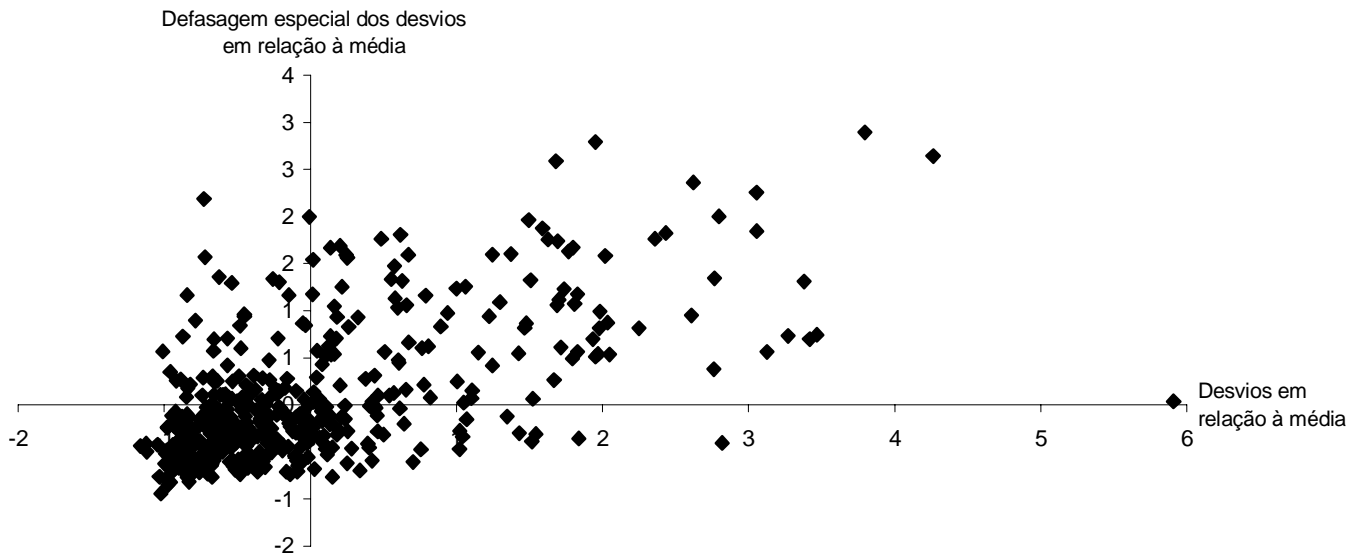
Analogamente ao indicador global, valores próximos de $+1$ remetem à existência de relação espacial do tipo *high-high* e *low-low*. Valores próximos de -1 remetem à existência de relação espacial do tipo *high-low* e *low-high*. Valores, em termos estatísticos, diferentes de zero indicam que a unidade não está associada espacialmente aos seus vizinhos.

1.2.2 Resultados para o emprego industrial do Rio Grande do Sul

Todas as análises desta seção foram feitas com o auxílio do *software* Geoda 0.95i (Anselin, 2004), e a matriz de contigüidade foi baseada no critério Queen. No Gráfico 1, tem-se o resultado da análise do gráfico de Moran para a participação dos trabalhadores industriais na população, em 2000, nos municípios do Rio Grande do Sul. Como se vê, o resultado sugere que há autocorrelação espacial. Afinal, existe uma proporção bem mais elevada de municípios nos quadrantes ímpares do que nos pares. Isso indica que os municípios com maior número de trabalhadores industriais na população estão espacialmente associados a outros com as mesmas características. Para corroborar o que indica a inspeção visual, o valor do Moran-I de 0,43 é estatisticamente significativo. Portanto, rejeita-se a hipótese de que a distribuição espacial da industrialização não é espacialmente correlacionada.

Gráfico 1

Estadística Moran-I para a participação dos trabalhadores industriais na população dos municípios do Rio Grande do Sul — 2000



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO — PNUD. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Brasília: PNUD, 2003. CD-ROM. RELATÓRIO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS — RAIS. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/estudiosos>>.

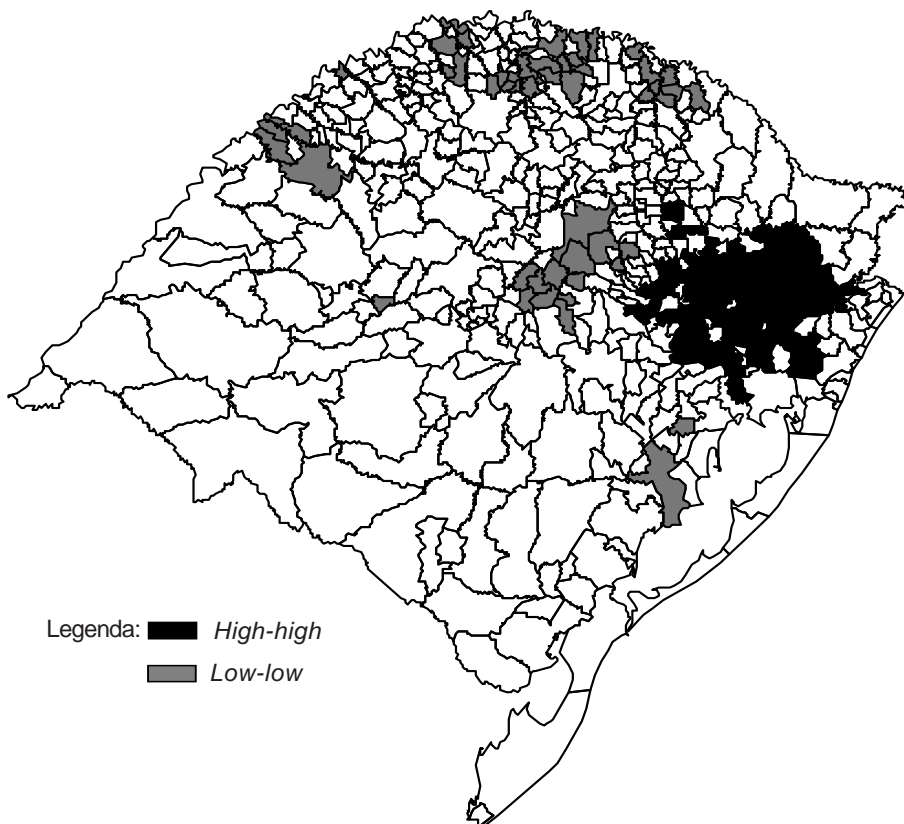
De fato, esse é um resultado previsível não só para os conhecedores da economia gaúcha, mas também para qualquer estudioso de economia regional em geral. Basta lembrar que a ocorrência de aglomerações é prevista por diversas teorias de localização industrial. Mesmo assim, esse resultado do indicador de Moran-I pode ser útil para comparações entre outros estados e através do tempo.

Os resultados para o Moran-I local estão representados na Figura 2. Os padrões *high-high* estão localizados ao longo do eixo Porto Alegre—Caxias do Sul e na sua área de expansão a leste e a oeste. São municípios localizados, *grosso modo*, nos Coredes Metropolitano Delta do Jacuí, Serra, Vale do Caí, Vale do Taquari e Vale do Rio dos Sinos. Já o *high-low*, isto é, valores acima da média cercados por valores abaixo da média, é encontrado disperso nos Coredes Noroeste Colonial, Nordeste e Médio-Alto Uruguai. Este último Corede reúne também diversos municípios significativos no padrão *low-low*. Outras aglomerações na mesma categoria podem ser encontradas nos Coredes Centro-Sul, Norte, Missões e em uma porção do Vale do Rio Pardo.

É interessante notar que o Município de Glorinha, apesar de ter uma alta proporção de trabalhadores industriais na população, não aparece como significativo na análise do Moran-I local. Isso se explica, porque esse indicador não almeja e nem deve ser usado para localizar observações com valores elevados ou *outliers*, o que ele indica são apenas padrões espaciais. Quando há um alto valor de um atributo em uma área, mas a média dos seus vizinhos é próxima à média do mapa, seu Moran-I será próximo a zero e, portanto, não significativo.

Figura 2

Estadística Moran-I para participação dos trabalhadores industriais na população dos municípios do Rio Grande do Sul — 2000



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO — PNUD. **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 2003. CD-ROM.

RELATÓRIO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS — RAIS. Disponível em:

<<http://www.mte.gov.br/estudiosospesquisadores/>>.

Acesso em: jun. 2005.

1.3 O potencial de mercado

O potencial de mercado de uma região é definido como (Harris, 1954 apud Brakman; Garretsen; Marrewijk, 2003, p. 35-37):

$$MP_i = \sum_{j=1}^R \left(\frac{M_j}{D_{ij}} \right)$$

MP_i , o potencial de mercado da região i , é o somatório da demanda nos locais j (M_j), ponderada pela distância entre i e j (D_{ij}). Em outras palavras, trata-se de um indicador da proximidade de um local à sua demanda. Os trabalhos pioneiros de economia regional voltavam-se a comparar o potencial de mercado com a localização das empresas. Sem surpresa, concluía-se que a produção tendia a ser concentrada nas áreas com alto potencial de mercado (Brakman; Garretsen; Marrewijk, 2003, p. 36).

Restrições computacionais e de dados impedem, neste momento da pesquisa, o cálculo do potencial de mercado de forma idêntica àquela elaborada por Harris. Para superá-las, utilizou-se uma variável *proxy* que representa a mesma idéia básica: a distância euclidiana em relação ao centro econômico do Rio Grande do Sul. Tal centro foi obtido através do cálculo do centro médio ponderado (*weighted mean center*) pelo PIB dos municípios em 2000. As coordenadas de tal centro são calculadas da seguinte forma:

$$x_m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(x_i \frac{PIB_i}{\sum_{i=1}^n PIB_i} \right)$$

$$y_m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(y_i \frac{PIB_i}{\sum_{i=1}^n PIB_i} \right)$$

Onde x_i e y_i são as latitudes e as longitudes dos centróides de cada município. Utilizando-se os dados do PIB de 2000 (FEE, 2003), chegou-se à latitude 29.5923 sul e à longitude -52.0526 oeste. Essa posição corresponde, aproximadamente, ao Município de Santa Cruz do Sul.

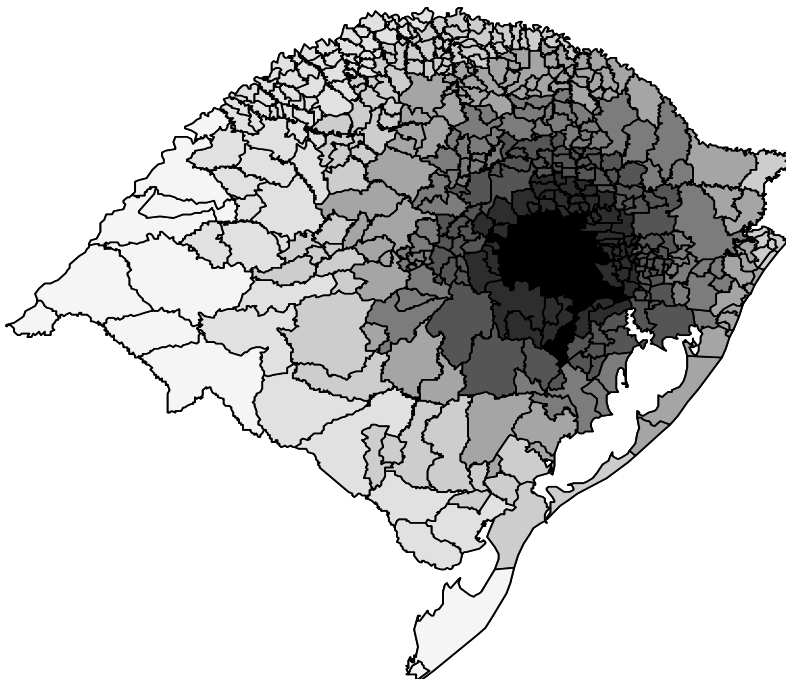
Em seguida, foi calculada a distância euclidiana entre cada município e o centro econômico do Estado:

$$DIST_CENTRO = \sqrt{(x_i - x_m)^2 + (y_i - y_m)^2}$$

Os resultados dos cálculos para a economia gaúcha, em 2000, estão representados na Figura 3.

Figura 3

Percentis da distribuição da distância euclidiana dos municípios gaúchos em relação ao centro econômico do Rio Grande do Sul – 2000



FONTE DOS DADOS BRUTOS: RELATÓRIO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS — RAIS. Disponível em:
<<http://www.mte.gov.br/estudiosospesquisadores/>>.
Acesso em: jun. 2005.

NOTA: Tons mais escuros de cinza representam maior proximidade com o centro econômico do Estado.

2 Determinantes dos salários industriais no Rio Grande do Sul

Nesta seção, estimam-se os impactos das dimensões espaciais nos salários industriais no Rio Grande do Sul. Para tal, além da inclusão de variáveis censitárias, será feito uso intensivo de variáveis calculadas nas seções anteriores.

2.1 Base teórica

A idéia básica a ser avaliada é se existem externalidades locacionais que geram uma maior produtividade do trabalho e, portanto, maiores salários. Na tradição da literatura sobre o assunto, essas podem ser divididas em duas: as externalidades marshallianas (Marshall, 1982), ou seja, decorrentes da concentração espacial de um setor, e as jacobianas, geradas pela diversidade produtiva encontrada nas cidades de maior porte (Jacobs, 1961).

Essas intuições, aceitas pelos pesquisadores da Ciência Regional, tomaram novo fôlego a partir dos modelos da chamada Nova Geografia Econômica. Com elaborados microfundamentos econômicos, a linha de pesquisa desenvolvida por Krugman, Fujita, Venables, Thisse, dentre outros, chegou a modelos de estruturação do espaço que prevêem formação de estruturas centro-periferia, com persistentes diferenças regionais nos salários nominais.

Uma das críticas à Nova Geografia Econômica relaciona-se à dificuldade de testar seus modelos. Muitos deles não têm equilíbrios únicos e só podem ser resolvidos por simulação, ou exigem variáveis que não estão usualmente disponíveis para serem estimadas. Gordon Hanson (1997; 1998) pôs à prova os modelos da Nova Geografia Econômica e é uma das inspirações teóricas desta seção do trabalho.

Hanson (1998) testou o modelo original de Krugman (1991) e o desenvolvimento proposto por Thomas (1997). Em termos gerais, trata-se de um modelo no qual agentes idênticos consomem apenas dois tipos de bens: manufaturados e serviços residenciais. Há concorrência monopolística, retornos crescentes na produção de cada variedade de bens manufaturados e custos de transporte do tipo *iceberg*. Com hipóteses razoáveis sobre os parâmetros, a produção concentra-se em poucas regiões (Hanson, 1998). Seguindo a apresentação de Hanson (1998), consumidores idênticos têm preferências Cobb-Douglas e consomem apenas dois tipos de bens: manufaturados (m) e serviços residenciais (r).

$$U = C_m^\mu C_h^{1-\mu}$$

C_r representa a quantidade de serviços residenciais demandados, enquanto C_m é um bem manufaturado composto na forma:

$$C_m = \left[\sum_i^n c_i \frac{\sigma-1}{\sigma} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

A elasticidade de substituição entre as n variedades é representada por σ . Já os custos de transporte são do tipo *iceberg*. Entre as localidades j e k , que distam d , com custos de transporte \hat{o} , para cada unidade enviada, apenas v chegam ao destino:

$$v_{jk} = e^{-\hat{o}d_{jk}}$$

No equilíbrio do modelo, os salários reais devem ser idênticos nas diversas regiões, bem como os pagamentos e os dispêndios em cada região, e a renda total da região é igual à renda dos trabalhadores. Fazendo diversas substituições, Hanson (1998) chega a uma especificação da determinação dos salários w na localidade j passível de ser testada, que incorpora as características do modelo e as condições de equilíbrio:

$$\log(w_j) = \theta + \sigma^{-1} \log \left(\sum_k^J Y_k^{\frac{\sigma(\mu-1)+1}{\mu}} H_k^{\frac{(1-\mu)(\sigma-1)}{\mu}} w_k^{\frac{\sigma-1}{\mu}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{jk}} \right) + \eta_j$$

H representa a oferta de habitação, \hat{e} é a constante, e o ζ é o termo de erro. Em termos intuitivos, a aglomeração decorre do esforço das empresas para atingirem mercados locais, reduzindo os custos de transporte e evitando custos fixos desnecessários. As forças centrípetas derivam da maior competição de outras firmas no centro da aglomeração e do pagamento de salários maiores (Hanson, 1998). De acordo com essas visões, são as economias de aglomeração que viabilizam que os trabalhadores do centro sejam compensados pelos maiores custos da moradia nas proximidades do centro econômico e/ou pela perda de bem-estar por viverem perto de áreas industriais (ver Brakman, Garretsen e Marrewijk (2003, cap. 3)).

Em equilíbrio, o modelo prevê que os salários nominais serão mais altos nas áreas mais próximas do centro. Conforme lembram Brakman, Garretsen e Marrewijk (2003, p. 146-147), nem os modelos neoclássicos de comércio, nem

os novos modelos de comércio prevêem diferenças persistentes de níveis salariais de acordo com a localização.

Hanson elabora o modelo de Krugman (1991), de forma a estimar os seus parâmetros estruturais. O autor calcula regressões econométricas com base em dados dos condados dos EUA continental, e os resultados suportam as previsões do modelo de Krugman: a produção manufatureira estaria sujeita a retornos crescentes, e os salários nominais seriam maiores próximos ao centro.

Vale notar que, na parte empírica de seu trabalho, Hanson (1998) calcula a distância euclidiana de cada condado em relação ao centro econômico de cada estado norte-americano como uma *proxy* do potencial de mercado. O procedimento é semelhante ao seguido na seção 1.3

O presente estudo não estima os parâmetros estruturais do modelo de Krugman (1991), tal como fez Hanson (1998), basicamente pela falta de dados que impedem a reprodução correta de tais testes empíricos. Ou seja, a escolha das variáveis e o processo investigativo baseiam-se nos testes de Hanson, mas os resultados obtidos não podem ser comparados com os alcançados pelo autor, nem interpretados de forma estrutural. Ao invés de se utilizarem dados municipais, a estimação é feita com base em microdados censitários. A estratégia investigativa a ser seguida é calcular uma regressão de salários básica, à moda de Mincer (1974), mas adicionando variáveis relacionadas às dimensões locacionais.

$$w_i = f(X_i, Y_n)$$

onde: w_i = salário do indivíduo i no emprego principal, em reais por hora; X_i = vetor que inclui aquelas dimensões individuais que influem na produtividade do trabalho e nos salários; Y_n = vetor que inclui as dimensões locacionais do local de trabalho n do indivíduo i .

2.2 Variáveis e fonte

2.2.1 Variáveis individuais com base nos microdados do Censo Demográfico 2000 (IBGE, 2002)

Escolaridade - anos concluídos de estudo.

Idade - medida em anos.

Dummies para cor dos indivíduos - segue-se o critério do IBGE de autodeclaração do indivíduo em cinco cores (amarela, branca, indígena, parda e

preta). A cor branca, por ser a mais freqüente da amostra, é tomada como referência.

Dummy para sexo - o masculino é a referência.

2.2.2 Variáveis locacionais

DIST_CENTRO - distância do centro econômico do Estado (ver seção 1.3).

AGLOMERAÇÃO - variável *dummy* que considera os *clusters* espaciais identificados no padrão *high-high* e *high-low*, que constam na seção 1.2.2.

URBANIZAÇÃO - taxa de urbanização municipal em 2000 (PNUD, 2003).

POP_URBANA - população urbana total em 2000 (PNUD, 2003).

2.3 Estimação e resultados

Foram considerados na amostra apenas os trabalhadores com carteira assinada, nos setores industriais, entre 18 e 65 anos completos e alfabetizados. Assim, ela ficou limitada a observações referentes a 55.270 indivíduos. Como há grau de liberdade suficientes, optou-se por incluir, nas variáveis independentes das regressões, todas as variáveis censitárias que pudessem influenciar os salários individuais.

O banco de dados municipal foi compatibilizado com as observações individuais nos municípios de trabalho dos entrevistados e não nos seus municípios de residência. As estimações foram feitas com o auxílio do pacote R 2.1.1 e através de Mínimos Quadrados Ordinários. Todas as variáveis contínuas foram transformadas em logaritmo natural.

No Modelo 1 (Tabela 1), apenas com os componentes individuais, percebe-se que não se falseou a hipótese de que existe discriminação no mercado de trabalho. Calculando-se o antilog dos estimadores, conclui-se que o salário das mulheres é cerca de 30% menor do que o dos homens e que os indivíduos de cor parda ou preta auferiam, por hora, respectivamente, 7% e 12% a menos do que os de cor branca, mesmo com os controles para idade e escolaridade.

Tais resultados podem ser decorrentes de variáveis não observáveis, ou de dimensões não incluídas na regressão. Por exemplo, diferentes níveis de qualidade da educação oferecida a tais grupos, ou mesmo ocupações distintas

dentro da indústria, influenciam os salários e devem ser incluídas em estudos posteriores.⁷

Já no tocante às variáveis relacionadas à localização, todas foram estatisticamente significativas a mais de 99% e com o sinal esperado. Mesmo com os controles para as características individuais, os salários são maiores nos *clusters* espaciais industriais, mais urbanizados, com maior população e mais próximos ao centro econômico do Estado.

Em termos de significância econômica, a diferença entre compor, ou não, um *cluster* espacial altera o salário em 18%, no Modelo 2, e em 16%, no Modelo 3. No primeiro, os efeitos marginais de um aumento marginal hipotético de 1% na distância do centro e na taxa de urbanização geram uma variação dos salários de -0,03% e 0,23% respectivamente. No Modelo 3, mais completo, incluindo-se a variável para capturar o efeito da escala urbana (POP_URBANA), percebe-se que, conforme o esperado, o estimador referente à taxa de urbanização cai de 0,226 para 0,032. No Modelo 3, tem-se que um aumento de 1% da população urbana do município resulta em 0,05% dos salários individuais.

Os resultados, portanto, corroboram a idéia de que as externalidades aglomerativas nas localidades com maior população e maior taxa de urbanização se refletem nos salários. Os *clusters* industriais e as regiões mais próximas do centro econômico também apresentam diferenciais de salários. É interessante o quão robusto foi o estimador referente à distância do centro econômico do Estado, mesmo quando se introduziram variáveis que capturaram a existência de economias de urbanização. Essa é uma evidência bastante sugestiva em favor das conclusões do modelo de Krugman (1991).

Vale reforçar que os efeitos estimados se referem a salários nominais, e não reais. É uma das condições de equilíbrio do modelo que não haja diferenças nos salários reais de indivíduos com características produtivas semelhantes, entre as regiões.⁸ Em uma economia com livre mobilidade do fator trabalho, essa é uma hipótese razoável.

⁷ O estudo da discriminação no mercado de trabalho é um tema relevante, mas vai muito além dos limites deste artigo. Como base, sugere-se o trabalho de Arias, Yamada e Tejerina (2002).

⁸ Miranda *et al.* (2002) utilizaram dados da RAIS para as Regiões Sudeste e Nordeste do Brasil e estimaram regressões mincerianas, com uma variável *dummy* adicional para tais macrorregiões. Eles concluíram que seria necessário um índice de preços 60% maior na Região Sudeste, para que os salários reais fossem equalizados com os da Nordeste. Os autores interpretaram essas evidências como um sinal da existência de um problema regional no Brasil e não fizeram referência à literatura da Nova Geografia Econômica.

Tabela 1

Salário/hora trabalhada no emprego principal (variável dependente *ln*),
segundo três modelos econométricos, para os municípios
do Rio Grande do Sul — 2000

DISCRIMINAÇÃO	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3
Constante	(1) -9,35 (3) -3,48	(1) -9,29 (3) -3,55	(2) -7,71 (3) -2,97
MULHER	(1) -0,35 (3) -78,86	(1) -0,35 (3) -81,27	(1) -0,34 (3) -79,54
COR AMARELA	0,02 (3) 0,34	-0,00 (3) -0,09	-0,01 (3) -0,23
COR INDÍGENA	-0,04 (3) -1,06	-0,05 (3) -1,27	-0,09 (3) -2,07
COR PARDA	(1) -0,07 (3) -8,70	(1) -0,07 (3) -8,78	(1) -0,08 (3) -10,14
COR PRETA	(1) -0,13 (3) -12,86	(1) -0,13 (3) -13,28	(1) -0,15 (3) -15,93
IDADE	(4) 5,15 (3) 2,19	(4) 5,17 (3) 2,26	3,34 (3) 1,47
IDADE^2	-0,73 (3) -1,07	-0,76 (3) -1,15	-0,22 (3) -0,34
IDADE^3	0,01 (3) 0,24	0,02 (3) 0,34	-0,03 (3) -0,49
ESCOLARIDADE	(1) 1,04 (3) 22,24	(1) 1,04 (3) 22,80	(1) 1,06 (3) 23,39
ESCOLARIDADE^2	(1) -1,05 (3) -31,69	(1) -1,04 (3) -32,50	(1) -1,05 (3) -33,03
ESCOLARIDADE^3	(1) 0,32 (3) 44,76	(1) 0,32 (3) 45,70	(1) 0,32 (3) 45,90
AGLOMERAÇÃO	-	(1) 0,16 (3) 38,19	(1) 0,14 (3) -32,56
DIST_ CENTRO	-	(1) -0,03 (3) -10,00	(1) -0,03 (3) -10,57
URBANIZAÇÃO	-	(1) 0,22 (3) 29,94	(2) 0,03 (3) 3,09
POP_URBANA	-		(1) 0,04 (3) 27,34
R ²	0,41	0,45	0,45
Estadística F	3 611	3 224	3 100

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE. **Censo Demográfico 2000**: microdados da amostra — RS. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2002. CD-ROM.

(1) Significativo a menos de 0,001. (2) Significativo a 0,01. (3) Valores T.
(4) Significativo a 0,05.

3 Conclusão

Neste trabalho, examinou-se a distribuição espacial das aglomerações produtivas e avaliaram-se os efeitos de características locais nos salários dos trabalhadores da indústria gaúcha. Após apresentar os recursos da análise exploratória de dados espaciais, incluindo os indicadores de Moran-I global e local, analisaram-se os determinantes salariais no Rio Grande do Sul.

As regressões econométricas, com base em microdados censitários, com controles para as dimensões individuais, além de indicarem a existência de diversas formas de discriminação no mercado de trabalho, sugeriram que “o espaço importa”. As evidências apóiam as hipóteses da Nova Geografia Econômica, uma vez que os salários nominais, com os controles devidos, são maiores nos municípios com maior potencial de mercado (isto é, mais próximos do centro econômico do Estado), mais urbanizados e com maior população.

O trabalho avançou, ao mostrar o potencial da utilização da estatística espacial e de microdados em conjunto para o estudo de questões de economia regional. Foi possível mensurar, pela primeira vez, o impacto de economias de aglomeração e de urbanização nos salários dos trabalhadores industriais gaúchos. Contudo, além dos cuidados que se deve ter na interpretação de resultados econométricos, vale a pena adotar uma cautela adicional. O próprio Hanson (2000) alertou para as dificuldades de se distinguir empiricamente as economias de aglomeração e seus efeitos. Podem existir características locais exógenas não observadas, ou mesmo pode ser difícil identificar quais são efetivamente as externalidades e como elas causam as aglomerações produtivas.

Para a economia gaúcha, a análise sugere que, de fato, existem elementos que favorecem a concentração em torno do centro econômico do Estado, localizado nas proximidades de Santa Cruz do Sul. Isso está de acordo com o processo de desconcentração concentrada, já identificado na economia gaúcha (Bandeira, 1995). As empresas são atraídas pela região dinâmica, mas buscam, ao mesmo tempo, evitar os custos maiores, decorrentes da aglomeração excessiva, como já apontavam Alonso e Bandeira (1988). Uma interpretação possível desse resultado é que o atraso industrial das demais regiões do Estado seria consequência mais de processos econômicos de distribuição da atividade econômica no espaço do que de determinantes culturais ou políticos. Essa é uma restrição extra a ser considerada pelas políticas regionais, quando buscam um desenvolvimento industrial espacialmente mais equânime.

No âmbito desta pesquisa, os próximos passos estarão voltados a incluir as características das empresas e das atividades de cada trabalhador na

estimação econométrica.⁹ Dessa forma, será possível distinguir melhor os efeitos das aglomerações por tipo, tamanho de empresa, ou mesmo relacionados com a atividade do trabalhador. Ao mesmo tempo, um instrumental de análise espacial mais sofisticado será aplicado à mesma base de dados, para que se alcance uma melhor compreensão da distribuição espacial da atividade econômica no Rio Grande do Sul.

Referências

ALONSO, J. A. F.; BANDEIRA, P. S. A desindustrialização de Porto Alegre: causas e perspectivas. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 9, n. 1, p. 3-28, 1988.

ALONSO, J. A. F.; BENETTI, M. D.; BANDEIRA, P. S. **Crescimento econômico da região sul no Rio Grande do Sul**: causas e perspectivas. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 1994. 229p.

ANSELIN, Luc. Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. Longley, P. A. et al. [Ed.]. **Geocomputation: a primer**. New York: Wiley and Sons, 1998. p. 77-94.

ANSELIN, Luc. **Geoda**: geodata analysis software. Illinois: [s. ed.], 2004.

ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association — LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, p. 93–115, 1995.

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

AREND, M.; CARIO, S. **Origens e determinantes dos desequilíbrios no Rio Grande do Sul**: uma análise a partir da teoria institucional de Douglass North. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 2., Porto Alegre, 2004. **Anais...** Porto Alegre, 2004. CD-ROM.

ARIAS, Omar; YAMADA, Gustavo; TEJERINA, Luis. **Education, family background and racial earnings inequality in Brazil**. [S. l.]: Inter-American Development Bank, 2002. (Working paper). Disponível em: <<http://www.iadb.org/sds/doc/POVAriasYamadaTejerinaENG.pdf>>.

⁹ Em trabalho mais recente, Monasterio (2006) analisou o mesmo objeto do presente artigo, com um banco de dados distinto, métodos econométricos mais sofisticados e com a inclusão de *dummies* setoriais. Em geral, os resultados obtidos mantiveram-se.

BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., Nova Friburgo, 2002. **Anais...** Nova Friburgo: ANPEC, 2002.

BANDEIRA, P. S. A economia da região Sul. In: AFFONSO, Rui de Britto Álvares; SILVA, Pedro Luis (Org.). **Federalismo no Brasil: desigualdades regionais e desenvolvimento**. São Paulo: Fundap; Unesp, 1995. p. 225-251.

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.

BÊRNI, D. Á.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 1., Porto Alegre, 2002. **Anais...** Porto Alegre: PPGE-PUCRS; FEE, 2002.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; MARREWIJK, C. van. **An introduction to geographical economics**. Cambridge: Cambridge University, 2003.

FOCHEZATTO, A.; STÜLP, W. A evolução das disparidades regionais no Rio Grande do Sul: uma aplicação de matrizes de Markov. **Nova Economia**, v. 14, n. 1, p. 39-66, 2004.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **Economia espacial**. São Paulo: Futura, 2002.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA — FEE. **PIB municipal do RS — 1985-01**. Porto Alegre: FEE, 2003. CD-ROM.

HANSON, Gordon. Increasing returns, trade and the regional structure of wages. **Economic Journal**, v. 107, p. 113-133, 1997.

HANSON, Gordon. **Market potential, increasing return, and geographic concentration**. Cambridge. Mass. 1998. (NBER Working paper, n. 6429).

HANSON, Gordon. **Scale economies and the geographic concentration of industry**. (NBER Working paper, n. 8013). Disponível em <http://www.nber.org/papers/w8013>. 2000>.

IBGE. **Censo Demográfico 2000: microdados da amostra — RS**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2002. CD-ROM.

JACOBS, J. **The life and death of great american cities**. New York: Random House, 1961.

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

LAUTERT. A dinâmica da concentração geográfica na indústria do Rio Grande do Sul (1872-2000). In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 2., Porto Alegre, 2004. **Anais...** Porto Alegre, 2004. CD-ROM.

MARSHALL, A. **Princípios de economia**. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

MINCER, Jacob. **Schooling, experience and learning**. New York: Columbia University, 1974.

MIRANDA, Roberto et al. Regional wage difference in Brazil: is there a regional problem? In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2., São Paulo, 2002. **Anais...** Belo Horizonte: ABER, 2002.

MONASTERIO, L. M. Wages and industrial clusters in Rio Grande do Sul (Brazil). **Review of Regional Studies**, v. 36, p. 304-323, 2006.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. **Economic growth in southern Brazil: Rio Grande do Sul (1939-2001)**. Workshop on Spatial Econometrics (Kiel, Germany). Disponível em: <<http://www.uni-kiel.de/ifw/konfer/spatial/prel-program.htm>. 2005>.

O'SULLIVAN, D.; UNWIN, D. J. **Geographic information analysis**. Wiley: Hoboken, N. J., 2003.

PORTO, JÚNIOR, S. S. **Dinâmica de crescimento e convergência de renda per capita no Brasil: o caso da região Sul**. Tese (Doutorado)-Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2000.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO — PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 2003. CD-ROM.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Viena: R Foundation for Statistical Computing, 2005. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>.

RELATÓRIO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS — RAIS. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/EstudiososPesquisadores/PDET/Acesso/>>. Acesso em: jun. 2005.

SCHMITZ, Hupert. Global competition and local co-operation: success and failure in the Sinos Valley, Brazil. **World Development**, v. 23, n. 1, p. 9-28, jan.1995.

SOUZA, N. J. Estrutura espacial das atividades econômicas do Rio Grande do Sul, 1990/2000. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 2., Porto Alegre, 2004. **Anais...** Porto Alegre, 2004. CD-ROM.

THOMAS, A. **Increasing returns, congestion costs and the geographic concentration of firms.** Washington: International Monetary Fund, 1997.

TOBLER, W. R. A computer model simulation of urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, v. 46, p. 234-240, 1970.