

ESTRUTURA ESPACIAL DAS AGLOMERAÇÕES E DETERMINAÇÃO DOS SALÁRIOS INDUSTRIAIS NO RIO GRANDE DO SUL

Área: Emprego e mercado de trabalho, demografia econômica.

Leonardo M. Monasterio

Prof. Adjunto do Departamento de Geografia e Economia da UFPel

Doutor em Desenvolvimento Econômico - UFPR

leonardo.monasterio@gmail.com

Endereço:

Institute for the Study of the Americas/School of Advanced Studies/

University of London

31 Tavistock Square

London, UK

WC1H 9HA

Mauro Salvo

Economista do Banco Central do Brasil

Mestre em Economia - UFRGS

msalvo@bc.gov.br

Endereço:

Rua 7 de Setembro, 586 - Centro

90010-190 - Porto Alegre - RS

Otavio Menezes Damé

Acadêmico do Curso de Economia - UFPel

Bolsista de iniciação científica, CNPq

otaviodame@gmail.com

Endereço:

Rua Senador Mendonça, 468 apto 101 – Centro

96015-200 - Pelotas - RS

ESTRUTURA ESPACIAL DAS AGLOMERAÇÕES E DETERMINAÇÃO DOS SALÁRIOS INDUSTRIAIS NO RIO GRANDE DO SUL

RESUMO:

Este trabalho estima 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, combinou-se tais informações a microdados censitários e estimou-se regressões salariais inspiradas pelos testes empíricos associados aos modelos da Nova Geografia Econômica (HANSON, 1998, em especial). Os resultados se mostraram estatística e economicamente significantes: mesmo quando controladas 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.

PALAVRA-CHAVE:

Economia regional – Nova Geografia Econômica – Análise Exploratória de Dados

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.

KEYWORDS:

Regional Economics – New Economic Geography – Exploratory Spatial Data Analysis

ESTRUTURA ESPACIAL DAS AGLOMERAÇÕES E DETERMINAÇÃO DOS SALÁRIOS INDUSTRIAIS NO RIO GRANDE DO SUL

INTRODUÇÃO

O Rio Grande do Sul se destaca 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 et al., 1994 e 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; BERNI et al., 2002; LAUTERT, 2002; BAGOLIN et al., 2002; FOCHEZATTO e STÜLP, 2004; SOUZA, 2004; AREND e CARIO, 2004 e MONASTERIO e ÁVILA, 2005).

Ao longo das últimas décadas, a produção teórica em Economia Regional voltou-se ao estudo de fenômenos como economias de externas de escala, retornos crescentes e o seu impacto sobre a organização espacial. A Nova Geografia Econômica levou a retomada, de temas de pesquisa conhecidos da Ciência Regional¹. 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*.

¹ As principais contribuições da Nova Geografia Econômica estão sintetizadas pelos seus próprios autores em FUJITA et alli (2002). Ver BRAKMAN et alli (2003) para uma introdução mais acessível e abrangente.

Esse trabalho pretende 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, 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 o de ter uma delimitação das aglomerações no território gaúcho que não seja arbitrária e, 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 e 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 trabalho se baseia em duas fontes básicas de dados: os microdados da amostra do Censo Demográfico de 2000 (IBGE, 2002) e as 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, como se sabe, 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, este 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 noventa impõe obstáculos, insuperáveis frente aos dos recursos disponíveis para este trabalho, no processamento dos dados.

1. IDENTIFICAÇÃO DE *CLUSTERS* ESPACIAIS NA INDÚSTRIA GAÚCHA

1.1. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (*Exploratory Spatial Data Analysis*) 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 a de 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 mesmo, nem como um conjunto fechado de técnicas e, 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 de forma global existe uma ferramenta básica: o gráfico e a estatística de Moran, ou Moran-I. Ele permite avaliar se existe autocorrelação espacial entre as unidades espaciais de uma região³.

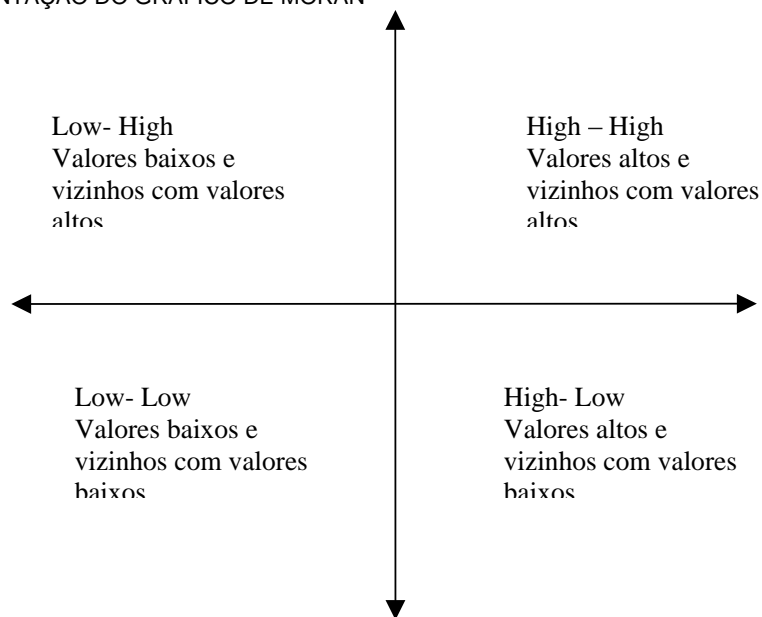
O gráfico de Moran (Moran *scatterplot*) representa o valor padronizado de uma variável para cada uma das unidades nas abscissas e, no eixo das ordenadas, a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos destas unidades. Desta maneira, observações com valores acima da média, com vizinhança também acima da média, ocuparão o primeiro quadrante. Já aqueles abaixo da média, com vizinhos na mesma situação ocupam o terceiro quadrante. O quarto e segundo quadrantes são ocupados, respectivamente, por ilhas elevadas cercadas por valores baixos, e por bolsões baixos

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

³ Na verdade, ele 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.

cercados de valores altos. Caso não haja qualquer autocorrelação espacial, as observações estarão bem distribuídas pelos quatro quadrantes.

FIGURA 1 - REPRESENTAÇÃO DO GRÁFICO DE MORAN



Já a estatística Moran-I é calculada a partir de (O’SULLIVAN e UNWIN, 2003, p. 197):

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

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 valores 0 quando os municípios i e j não sejam contíguos e 1 quando o são. Aqui se utilizou o critério de contigüidade *Queen* de primeira ordem, ou seja, foram considerados vizinhos os municípios mesmo que compartilhassem apenas um vértice em comum.

É mais fácil compreender a lógica da estatística de Moran observando cada componente do indicador (O’SULLIVAN e UNWIN, 2003, p. 197-198). A chave está no numerador da segunda fração. Nele se calcula o produto entre os desvios de uma variável

nas áreas i e j . Para que este seja positivo existem duas possibilidades: ou ambos estão abaixo da média; ou estão acima da média. 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 acima (ou abaixo) da média, maior 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), a amplitude dos valores $(\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2)$ e pelo número de áreas contíguas $(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij})$.

Assim, a estatística I de Moran positiva significa que existe uma autocorrelação positiva, ou seja, valores altos (baixos) tendem a estar localizados na vizinhança de valores altos (baixos). Se o valor for negativo, o inverso ocorre: valores altos estarão cercados de valores baixos, e vice-versa⁴. Conforme imaginado, 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 computacionais⁶. A partir do mapa observado, os valores são recombinados seguidamente e os valores de Moran-I 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. Como tal, ele não consegue identificar se existem unidades específicas que estão espacialmente associadas. Para solucionar tal problema, foram desenvolvidas estatísticas locais de autocorrelação. Dentre estes, 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) a soma dos LISA

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.

individuais são proporcionais 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 E UNWIN, 2003, p. 203-204):

$$I_i = z_i \sum_{j \neq i}^n w_{ij} z_j$$

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

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, só que com os valores normalizados pelo total das linhas, isto é, pelo total de vizinhos que a unidade possui. Por exemplo, um município que tem 3 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 0 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 destas 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 nos 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 estatisticamente diferentes de zero nos indicam que a unidade não está significativamente associada espacialmente aos seus vizinhos.

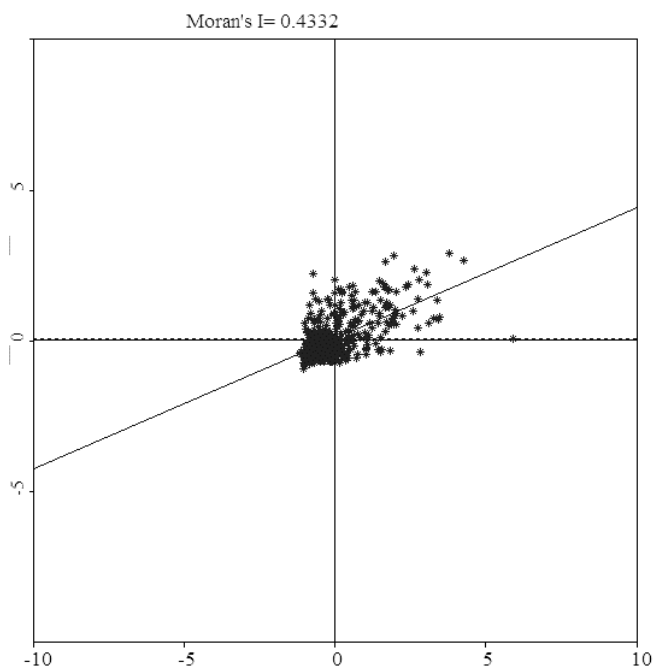
1.2.2. Resultados para o emprego industrial do Rio Grande do Sul

Todas as análises dessa seção foram feitas com o auxílio do *software* Geoda 0.95i (ANSELIN, 2004) e a matriz de contigüidade foi baseada no critério *Queen*. Na Figura 2, tem-se o resultado da análise do gráfico de Moran para a participação do emprego industrial 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 participação 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, se rejeita a hipótese de que a distribuição espacial da industrialização não é espacialmente correlacionada.

De fato, esse é um resultado previsível não só para os conhecedores da economia gaúcha, como 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.

FIGURA 2 - MORAN-I PARA PARTICIPAÇÃO DO EMPREGO INDUSTRIAL NA POPULAÇÃO



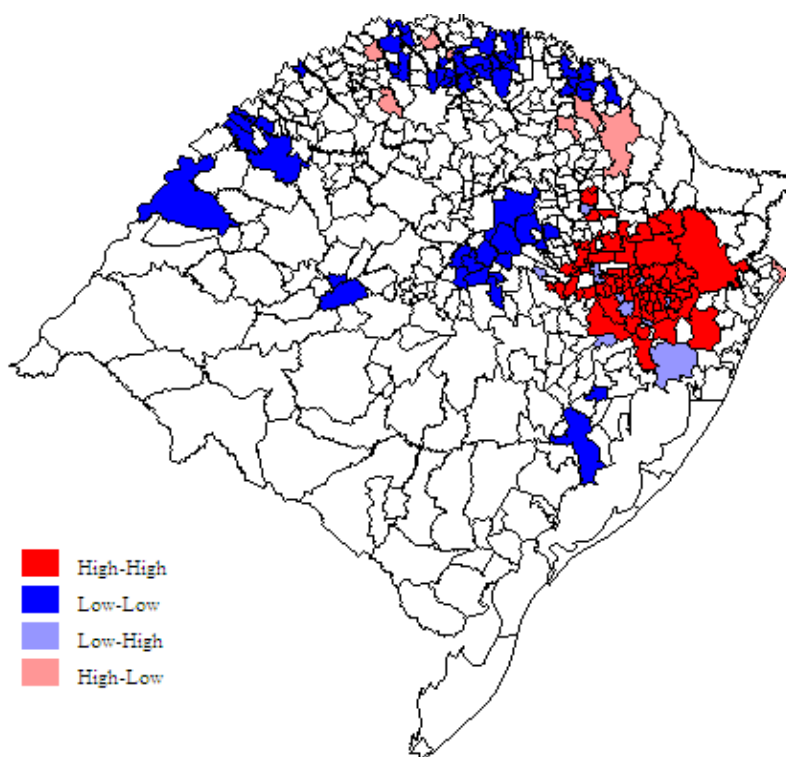
FONTE: CÁLCULO DOS AUTORES COM BASE NA RAIS E EM PNUD (2003)

Os resultados para o Moran-I local estão representados na figura abaixo. 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, Vales 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 são encontrados dispersos nos COREDES Noroeste Colonial, Nordeste e Médio-

Alto Uruguai. Este mesmo COREDE reúne também diversos dos municípios significativos no padrão Low-Low. Outros aglomerações na mesma categorias podem ser encontradas nos COREDEs Centro-sul, Norte, Missões e 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. Isto se explica porque este 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 que se tem um alto valor de um atributo em uma área, mas a média dos seus vizinhos é próxima da média do mapa, seu Moran-I será próximo a zero e, portanto, não significativo.

FIGURA 3 - MORAN LOCAL PARA PARTICIPAÇÃO DO EMPREGO INDUSTRIAL NA POPULAÇÃO



FONTE: CÁLCULO DOS AUTORES COM BASE NA RAIS E EM PNUD (2003)

1.3. O POTENCIAL DE MERCADO:

O potencial de mercado de uma região é definido como (HARRIS, 1954 apud BRAKMAN et alli, 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 a sua demanda. Os trabalhos mais antigos de economia regional voltavam-se a comparar o potencial de mercado com a localização das empresas. Sem surpresa, encontrava-se que a produção tendia a ser concentrada nas áreas com alto potencial de mercado (BRAKMAN et alli, 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:

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

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

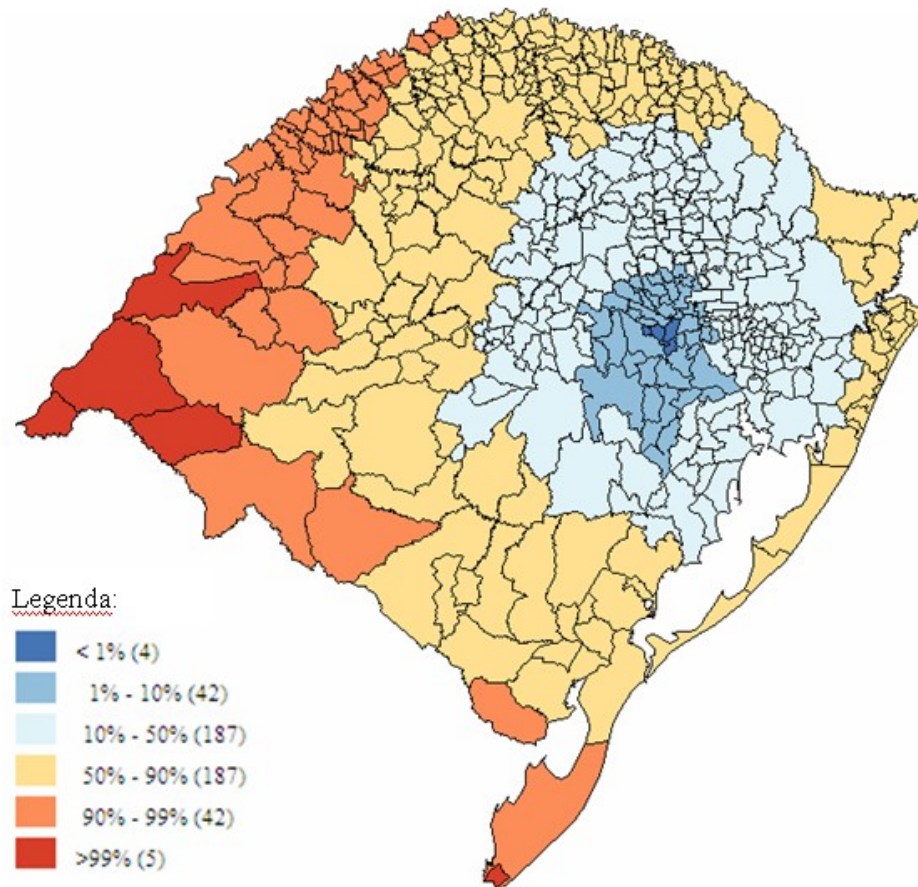
Onde x_i e y_i são a latitudes e longitudes dos centróides de cada município. Utilizando-se os dados do PIB de 2000 (FEE, 2003), chegou-se à latitude 29.5923 Sul e à longitude -52.0526 Oeste. Esta posição corresponde, aproximadamente, ao município de Santa Cruz do Sul.

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 4.

FIGURA 4 – PERCENTIS DA DISTRIBUIÇÃO DA DISTÂNCIA EUCLIDIANA DOS MUNICÍPIOS GAÚCHOS EM RELAÇÃO AO CENTRO ECONÔMICO DO ESTADO – 2000



FONTE: RAIS E PROCESSAMENTO DOS AUTORES.

OBS: ENTRE PARÊNTESES, O NÚMERO DE MUNICÍPIOS EM CADA PERCENTIL.

2. DETERMINANTES DOS SALÁRIOS INDUSTRIAIS NO RIO GRANDE DO SUL

Nesta seção estima-se mais 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, estas podem ser divididas em duas: as externalidades marshallianas, ou

seja, decorrentes da concentração espacial de um setor, e as jacobianas, geradas pela diversidade produtiva encontrada nas cidades de maior porte.

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, entre outros, chegaram 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 relacionava-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 e 1998) foi um dos autores que tentou por à prova os modelos da Nova Geografia Econômica e é uma das inspirações teóricas dessa 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 há custos de transporte do tipo iceberg. Com hipóteses razoáveis sobre os parâmetros, a produção se concentra em poucas regiões (HANSON, 1998).

Em termos intuitivos, a aglomeração decorre do esforço das empresas de atingir mercados locais, reduzindo os custos de transporte e evitando custos fixos desnecessários. As forças centrípetas são a maior competição de outras firmas no centro da aglomeração e o 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 nas proximidades de áreas industriais (ver BRAKMAN et alli, 2003, cap. 3).

Em equilíbrio, o modelo prevê que os salários nominais serão mais altos nas áreas mais próximas do centro. Conforme lembram BRAKMAN et alli (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 para os 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 1.4.

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 se baseiam nos testes de Hanson, mas os resultados obtidos não podem ser comparados com os obtidos pelo autor, nem interpretados de forma estrutural. Ao invés de utilizarmos dados municipais, a estimação será feita com base em microdados censitários. A estratégia investigativa a ser seguida é a de 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 = o vetor 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 de 2000 (IBGE, 2002)

- Escolaridade: anos concluídos de estudo.
- Idade: medida em anos.

- *Dummies* para cor dos indivíduos: seguiu-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, foi tomada como referência.
- *Dummy* para sexo. O masculino é a referência.

2.2.2. Variáveis locacionais

- DIST_CENTRO: ver seção 1.4
- AGLOMERAÇÃO: variável *dummy* que considera os clusters espaciais identificados no padrão High-High e High-Low identificados na seção 1.3.1.
- 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, a amostra ficou limitada a observações referentes a 55.270 indivíduos. Como há graus de liberdade mais do que 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 utilizado na primeira parte desse estudo foi compatibilizado com o de observações individuais através dos municípios de trabalho destes, e não por meio de seus locais de residência. As estimações foram feitas com o auxílio do pacote R 2.1.1 (2005) e através de mínimos quadrados ordinários. Todas as variáveis contínuas foram transformadas em logaritmo natural.

TABELA 1 – RESULTADOS ECONOMETRICOS – VARIÁVEL DEPENDENTE: LN(SALÁRIO POR HORA TRABALHADA NO EMPREGO PRINCIPAL)

	I	II	III
Constante	-9.357*** (-3.48)	-9.291*** (-3.55)	-7.717** (-2.97)
MULHER	-0.351*** (-78.86)	-0.354*** (-81.27)	-0.345*** (-79.54)
COR AMARELA	0.025 (0.34)	-0.007 (-0.09)	-0.017 (-0.23)
COR INDIGENA	-0.047 (-1.06)	-0.055 (-1.27)	-0.090* (-2.07)
COR PARDA	-0.078*** (-8.70)	-0.077*** (-8.78)	-0.088*** (-10.14)
COR PRETA	-0.132*** (-12.86)	-0.133*** (-13.28)	-0.159*** (-15.93)
IDADE	5.157* (2.19)	5.176* (2.26)	3.343 (1.47)
IDADE^2	-0.730 (-1.07)	-0.765 (-1.15)	-0.228 (-0.34)
IDADE^3	0.016 (0.24)	0.022 (0.34)	-0.031 (-0.49)
ESCOLARIDADE	1.046*** (22.24)	1.043*** (22.80)	1.062*** (23.39)
ESCOLARIDADE^2	-1.050*** (-31.690)	-1.047*** (-32.50)	-1.057*** (-33.03)
ESCOLARIDADE^3	0.324*** (44.76)	0.322*** (45.70)	0.321*** (45.90)
AGLOMERAÇÃO		0.168*** (38.19)	0.145*** (-32.56)
DIST_CENTRO		-0.033*** (-10.00)	-0.035*** (-10.57)
URBANIZAÇÃO		0.226*** (29.94)	0.032** (3.09)
POP_URBANA			0.047*** (27.34)
R ²	0,418	0,450	0,458
Estatística F	3611	3224	3100

OBS: Valores t entre parênteses. * significativo a 0,05; ** significativo a 0.01; *** significativo a menos de 0.001.

No Modelo I, 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 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% 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 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 as variáveis foram estatisticamente significativas a mais de 99.9% 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 II e 16% no Modelo III. Naquele, 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 III, mais completo, incluindo-se a variável para capturar o efeito da escala urbana (POP_URBANA), percebe-se que, conforme esperado, o estimador referente à taxa de urbanização cai de 0,226 para 0,032. No modelo III, tem-se que um aumento de 1% da população urbana do município resulta em 0,05% dos salários individuais.

Os resultados, portanto, suportam a idéia de 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 introduz variáveis que capturaram a existência de economias de urbanização. Esse é uma evidência bastante sugestiva em favor das conclusões do modelo de KRUGMAN (1991).

Vale reforçar que avaliaram-se salários nominais e não reais. É uma das condições de equilíbrio que não haverá diferenças nos salários reais para indivíduos com características produtivas semelhantes entre as regiões.⁸ Em uma economia com livre mobilidade do fator trabalho, essa parece ser uma hipótese razoável.

⁷ O estudo da discriminação no mercado de trabalho é um tema relevante, mas que vai muito além dos limites desse estudo. Como base, sugere-se o trabalho de ARIAS et alli (2002).

⁸ MIRANDA et alli (2002) utilizaram dados da RAIS para a região 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 no sudeste para que os salários reais fossem equalizados com os do nordeste. Os autores interpretaram essas evidências como um sinal da existência de um problema regional no Brasil e não fizeram referência a literatura da Nova Geografia Econômica.

3. CONCLUSÃO

Este trabalho buscou examinar a distribuição espacial das aglomerações produtivas e avaliar 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 sugerirem a existência de diversas formas de discriminação no mercado de trabalho, sugeriram que “o espaço importa”. As evidências apoiaram 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 (i.e., 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. Isto 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 apontavam ALONSO e BANDEIRA (1988). Uma interpretação possível desse resultado é que o atraso industrial das demais regiões do estado seria mais resultado de processos econômicos de distribuição da atividade econômica no espaço, do que de determinantes culturais ou políticos. Essa é uma restrição extra a ser

considerado pelas políticas regionais quando buscam um desenvolvimento industrial espacialmente mais equânime.

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

BIBLIOGRAFIA

- ALONSO, J. A. F.; BANDEIRA, P. S. A desindustrialização de Porto Alegre: causas e perspectivas. *Revista Ensaios (FEE)*, Porto Alegre, RS, 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*. 1ª. ed. Porto Alegre, RS: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 1994. 229 p.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: Methods and models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, Luc. *Geoda : geodata analysis software*. Illinois, 2004.
- _____. Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. Longley, P.A., Brooks, S.M., McDonnell, R. and W. Macmillan [eds] *Geocomputation: A Primer*. New York: Wiley and Sons. pp. 77-94. 1998.
- _____. Local Indicators of Spatial Association — LISA, *Geographical Analysis* 27: 93–115, 1995.
- AREND, M. e CARIO, S. *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.
- ARIAS, Omar, Gustavo Yamada, Luis Tejerina. *Education, Family Background and Racial Earnings Inequality in Brazil*. Inter-American Development Bank Working Paper. Disponível em <http://www.iadb.org/sds/doc/POVAriasYamadaTejerinaENG.pdf> .
- BAGOLIN, I. P., GABE, J. E RIBEIRO, E. P. *Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)*. Anais do XXX Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Nova Friburgo, dezembro, 2002.
- 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.

- _____. A economia da região Sul. In: AFFONSO, Rui de Britto Álvares; SILVA, Pedro Luis. (Orgs.). *Federalismo no Brasil. Desigualdades regionais e desenvolvimento*. São Paulo: Fundap/Unesp. 1995. p.225-251..
- BÊRNI, D. Á., MARQUETTI, A. e KLOECKNER, R. *A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets*. Anais do 1º. Encontro de Economia Gaúcha – PPGE-PUCRS e FEE, Porto Alegre, Maio, 2002.
- BRAKMAN, S, GARRETSEN, H, van MARREWIIJK, C. *An introduction to Geographical Economics*. Cambridge: Cambridge University, 2003.
- FEE - Fundação de Economia e Estatística. *PIB Municipal do RS - 1985-01*. Em CD-ROM. Porto Alegre: FEE, 2003.
- FOCHEZATTO, A. e STÜLP, W. A evolução das disparidades regionais no Rio Grande do Sul: uma aplicação de matrizes de Markov . *Nova Economia*, 2004, vol. 14, issue 1, p. 39-66
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P. & VENABLES, A. *Economia Espacial*. São Paulo: Futura, 2002.
- HANSON, Gordon. *Scale economies and the geographic concentration of industry*. NBER working paper 8013. Disponível em <http://www.nber.org/papers/w8013>. 2000.
- _____. *Market potential, increasing return, and geographic concentration*. NBER Working Paper, n. 6429, Cambridge. Mass. 1998.
- _____. Increasing returns, trade and the regional structure of wages. *Economic Journal*, v. 107, p. 113-133. 1997.
- IBGE. *Censo Demográfico 2000: Microdados da Amostra - RS - 2ª edição*. Em CD-ROM. Brasília: IBGE, 2002.
- 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)*. Em CD-Rom. Anais do II Encontro de Economia Gaúcha – 20 e 21 de Maio. Porto Alegre, 2004.
- MINCER, Jacob. *Schooling, experience and learning*. New York: Columbia University, 1974.
- MIRANDA, Roberto, Carlos Wagner OLIVEIRA, Mansueto ALMEIDA, Maria Cristina MAC DOWELL e Roberto ELLERY Jr; II Regional wage difference in Brazil: Is there a regional problem? *Anais do II Encontro Brasileiro de Estudos Regionais e Urbanos*, 2002
- MONASTERIO, LM e 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. e D. J. UNWIN. *Geographic Information Analysis* Wiley: Hoboken, NJ, 2003.
- PNUD. *Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil*. Em meio digital. Brasília: PNUD, 2003.

- PORTO, JÚNIOR, S. S. *Dinâmica de crescimento e convergência de renda per capita no Brasil: o caso da região Sul*. Tese de doutorado não publicada. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2000.
- R Development Core Team (2005). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- RAIS. *Relatório Anual de Informações Sociais*. Disponível em <http://www.mte.gov.br/EstudiososPesquisadores/PDET/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acesso on-line em Junho de 2005.
- SCHMITZ, Hupert. Global Competition and Local Co-operation: Success and Failure in the Sinos Valley, Brazil. *World Development*, v. 23, n.1, Jan. , pp. 9-28. 1995
- SOUZA, N. J. Estrutura Espacial das Atividades Econômicas do Rio Grande do Sul, 1990/2000. Em CD-Rom. Anais do II Encontro de Economia Gaúcha – 20 e 21 de Maio. Porto Alegre, 2004.
- TOBLER, W. R. A computer model simulation of urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, v. 46, p.234-240, 1970.
- THOMAS, A. *Increasing returns, congestion costs and the geographic concentration of firms*. Mimeo. International Monetary Fund. Washington. 1997.

This document was created with Win2PDF available at <http://www.daneprairie.com>.
The unregistered version of Win2PDF is for evaluation or non-commercial use only.