

## ANÁLISE ESPACIAL DO CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS PARAENSES NA DÉCADA DE 1990

Lúcia Cristina Andrade<sup>1</sup>

Sérgio Castro Gomes<sup>2</sup>

### RESUMO

O objetivo deste trabalho é o de fornecer evidências empíricas sobre a importância da localização para o crescimento econômico da renda *per capita* dos municípios paraenses, na década de 1990, e explorar as possíveis fontes econômicas e sociais determinantes do crescimento. As variáveis escolhidas seguem as contribuições teóricas da nova geografia econômica. As técnicas de estatística espacial e econometria espacial são empregadas para avaliar o grau de dependência econômica entre os municípios. A especificação do modelo econométrico espacial foi realizada utilizando-se do modelo espacial autoregressivo estimado pelo método de máxima verossimilhança. Os resultados obtidos para o período 1991-2000, não mostram evidências estatísticas para associar espacialmente a taxa de crescimento da renda per capita de um determinado município com os seus vizinhos.

**Palavras- Chaves:** Econometria Espacial, Dependência Espacial, Produtividade, Qualidade de Vida.

### ABSTRACT

This paper aims at providing empirical evidence about the importance of location to economic growth of *per capita* income in small towns of Para, in the 1990`s, and exploring the possible economic and social sources determinant to growth. The chosen variables follow the theoretical contributions by the new economic geography. The techniques of spatial statistics and spatial econometrics are applied to evaluate the degree of economic dependence among the towns. The specificities of the spatial econometric model was made by using the autoregressive spatial model estimated by

---

<sup>1</sup> Economista; Especialista em Gestão Governamental; Mestre em Economia. Assessora Econômica da Federação do Comércio do Estado do Pará e Servidora Pública do Governo do Estado do Pará da Secretaria de Planejamento do Estado. E-mail: [assessoriaeconomica2@fecomercio-pa.com.br](mailto:assessoriaeconomica2@fecomercio-pa.com.br).

<sup>2</sup> Doutor em Economia pela Universidade Federal de Viçosa; Especialista em Estatística, Professor da Universidade da Amazônia – UNAMA; Pesquisador do IDESP/Governo do Estado do Pará. E-mail: [scgomes03@uol.com.br](mailto:scgomes03@uol.com.br).

the utmost truth method. The results obtained for the period between 1991-2000 do not show statistical evidence to associate spatially the per capita income growth rate of a particular town with its neighboring towns.

**Key-words:** Spatial Econometric, Spatial Dependence, Productivity, Life Standards

## 1. INTRODUÇÃO

Na teoria econômica, atualmente, os estudos para a explicação do crescimento econômico de municípios, cidades, países, região, etc, considerando o contexto espacial, tem sido realizado por meio da verificação das externalidades espaciais. A partir da teoria da Nova Geografia Econômica (NGE) e do desenvolvimento de modelos econométricos espaciais, tem sido possível identificar quais variáveis econômicas, ambientais e sociais podem influenciar no crescimento econômico de determinado município com efeitos transbordamentos espaciais para seus vizinhos.

As aplicações de modelos da economia espacial têm ampliado o poder de análise das relações econômicas. Neste aspecto, a NGE, a partir dos trabalhos de Krugman (1991), incorporou novas contribuições e possibilidades às teorias do crescimento econômico. Com base nas ferramentas da NGE, é possível testar a existência de algum tipo de dependência espacial entre as variáveis ocorridas e identificar a existência de algum tipo de externalidade positiva ou negativa.

Glaeser (1995), no estudo sobre o crescimento das cidades americanas buscou identificar a relação entre as características urbanas em 1960 e o crescimento urbano de 1960 até 1990. Nesse modelo, as cidades foram tratadas como economias separadas que dividem trabalhos e capital em comum. O modelo admitiu a perfeita mobilidade dos fatores capital e trabalho, incorpora as características iniciais das cidades e supõe que trabalho e capital diferem de cidades somente no nível de produtividade e de qualidade de vida.

O estudo de Glaeser (1995) concluiu que a variável chave para o crescimento das cidades é o nível de educação inicial da população. Nas conclusões de suas análises, fica explícita a conexão entre crescimento e nível de capital humano inicial. O crescimento decorre das externalidades geradas pela escolaridade da população

economicamente ativa que atua de forma positiva para o aumento da produtividade do trabalho.

No Brasil, Oliveira (2004), elaborou estudo empírico sobre os determinantes do crescimento econômico das cidades cearenses, na década de noventa, para verificar a presença de externalidades espaciais no estado, adotou a concepção teórica da nova teoria do crescimento econômico e da Nova Geografia Econômica e utilizou as contribuições metodológicas da econometria espacial.

O modelo econométrico espacial utilizado segue o proposto por Glaeser (1995), e demonstrou não haver evidência estatística para convergência de *rendas* per capita nas cidades cearenses no período estudado, assim como o capital humano e urbanização têm significativa importância na promoção de externalidades positivas e os *Knowledge Spillovers* (transbordamento de conhecimento), geram crescimento econômico não só para uma cidade, mas também para a sua vizinhança.

No estudo do crescimento das cidades brasileiras na década de noventa, Oliveira (2006), além de verificar os determinantes do crescimento econômico, também buscou explicações para o crescimento populacional das cidades, com base na mesma metodologia utilizada por Glaeser (1995) e encontrou evidências significativas dos efeitos dos custos dos transportes no crescimento econômico e a influência da criminalidade e congestionamentos, que se configuraram em externalidades negativas e atuam como fatores que reduzem o crescimento econômico.

Pimentel e Haddad (2004), utilizando dados das microrregiões de Minas Gerais, analisaram a *renda* do trabalho *per capita*, em cada setor (agropecuário, indústria e serviços), os autores verificaram na parte oeste do estado a ocorrência de regiões com elevados níveis de *renda per capita* cercada de regiões com a mesma característica, sobretudo o setor agropecuário. E na parte nordeste do Estado, a presença de regiões com baixas *rendas* cercadas por regiões de desempenho similar.

Resende (2005), utilizando técnicas da Econometria Espacial, estimou um modelo para identificar os *spillovers* que afetaram as taxas de crescimento da *renda per capita* dos municípios mineiros entre 1991 e 2000. Os resultados mostraram que as externalidades espaciais, em seu conjunto, influenciaram as taxas de crescimento da *renda per capita* dos municípios. Apresentaram efeitos de transbordamento sobre os municípios vizinhos influenciando as taxas de crescimento da *renda per capita*

municipais, as variáveis: taxa de crescimento da *renda* per capita municipal; nível da *renda* per capita em 1991; percentual de domicílios com água encanada (*proxy* de infraestrutura social); número médio de mortalidade infantil até um ano de idade (*proxy* de saúde); e densidade populacional.

Importantes resultados sobre localização, crescimento e *spillovers*, são encontrados em Silveira Neto (2001). O trabalho oferece evidências empíricas a respeito da presença de *spillovers* de crescimento entre as economias dos Estados brasileiros para o período de 1985 - 1997 e explora possíveis dimensões setoriais desses efeitos, a partir da dinâmica regional de crescimento da produtividade do trabalho dos setores agropecuário e industrial.

O objetivo do presente trabalho é o de fornecer evidências empíricas sobre a importância da localização para o crescimento econômico da *renda per capita* dos municípios paraenses, na década de 1990, e explorar as possíveis fontes econômicas e sociais determinantes do crescimento.

O trabalho está estruturado em mais quatro sessões, além dessa introdução. Na segunda encontra-se a teoria que fundamenta este estudo. Na terceira são apresentados os procedimentos metodológicos. Na quarta conduz-se a análise dos resultados da correlação espacial e do modelo econométrico espacial. Na quinta e última sessão encontra-se as considerações finais sobre o estudo.

## 2. TEORIA DE BASE

Nos anos 80, com o trabalho desenvolvido por Romer (1986) e Lucas (1988), os estudos sobre o crescimento econômico passaram a dar destaque ao desenvolvimento tecnológico e à especialização da força de trabalho, que foram denominadas de economias das “idéias” e do capital humano.

De acordo com Jones (2000), para que haja crescimento, é necessário que a tendência decrescente dos retornos do capital seja eliminada. Para tal, fatores como inovação tecnológica endógena (resultantes dos esforços de agentes produtivos para maximizar seus lucros), capital humano (estoque de conhecimento dos agentes econômicos) e os arranjos institucionais (incluindo a política governamental e a organização da sociedade civil) assumem papel crucial no crescimento contínuo da *renda per capita* em qualquer sistema econômico.

O modelo de Romer (1986) supõe que o crescimento econômico de longo prazo tem origem nas externalidades positivas, provenientes da acumulação de conhecimento tecnológico pelas firmas. Se as externalidades positivas forem suficientemente fortes, a produção de bens de consumo apresentará retornos crescentes e, ao mesmo tempo, mais do que compensará o efeito da produtividade marginal decrescente do capital de pesquisa. Dessa forma, haveria crescimento ilimitado e poderia haver divergência entre taxas de crescimento e níveis de *renda per capita* de países e regiões.

No modelo de Lucas (1988) a acumulação de capital humano é o determinante do crescimento. A acumulação de capital humano é uma atividade social que aumenta o estoque agregado de conhecimento e não tem contrapartida na acumulação de capital físico. Logo, quanto maior for o nível médio de capital humano em uma economia, maiores serão as trocas de conhecimento entre os diversos segmentos.

O conceito de economias crescentes de escala teria origem em externalidades positivas oriundas do fato de as empresas estarem geograficamente próximas uma das outras, como enunciado por Marshall (1985). Da concepção de Marshall pode-se inferir que o surgimento das concentrações industriais deriva de condições físicas, proximidade do mercado consumidor e atração de investimentos. No entanto, essas três condições dependem das características culturais de cada região.

O trabalho de Krugman (1991), que deu origem à Nova Geografia Econômica - NGE traz a concepção de que as diferenças de riqueza entre cidades estão relacionadas à aglomeração das atividades. As possibilidades de mobilidades de fatores, capital e mão-de-obra que, ao se deslocarem de uma região para outra, levam à aglomeração das atividades em determinadas regiões em detrimento de outras e permitem que algumas cidades cresçam mais que as outras por possuírem maiores fatores de atração.

A Teoria da Nova Geografia Econômica- NGE procura explicar como ocorre a distribuição da atividade econômica no espaço em qualquer unidade geográfica, ou seja, países, regiões de um mesmo país, microrregiões e cidades. A principal conclusão é a de que a distribuição das atividades depende do resultado de forças contrárias, classificadas em forças centrípetas, que levam a aglomeração das atividades em determinada região, e forças centrífugas, que levam a uma dispersão das atividades entre as regiões.

Segundo Krugman (1991), a concentração espacial da produção deve-se a economias externas que geram rendimentos crescentes de escala. As forças centrípetas correspondem às externalidades e retornos crescentes de escala nas atividades produtivas. Os custos de transporte e a urbanização, na medida em que levam à concentração de atividades em um espaço econômico, são consideradas como forças de atração.

Fujita *et al* (2002), argumenta que este ambiente de externalidades positivas, capaz de trazer retornos crescentes de escala, resulta, em grande medida, da concentração de empresas atraindo fornecedores de matérias prima, *labor market pooling* e a facilidade da difusão da informação decorrente da proximidade geográfica.

Para as concepções da Nova Geografia Econômica, a economia de localização pode se constituir em uma força centrípeta importante. A concentração das atividades próximas umas das outras permite uma redução de custos e atua como uma força centrípeta para as atividades produtivas.

As economias de urbanização, também, são consideradas como uma força centrípeta importante das atividades econômicas. Mas, só podem ser consideradas como força de atração, se o custo de localização de uma empresa é reduzido, quando está localizada próxima de uma área urbana. Na literatura, também, é destacada a importância do setor serviços como uma atividade econômica que pode gerar externalidades positivas para os demais tipos de atividades econômicas.

As forças centrífugas refletem a ocorrência de externalidades negativas e a oferta fixa de fatores de produção, principalmente terra e mão-de-obra. A mão-de-obra é considerada uma força centrípeta em função da influência que as externalidades têm sobre os salários. Com efeito, são causadas várias formas de externalidades em decorrência da busca por maiores salários.

### 3. METODOLOGIA

A escolha das variáveis foi orientada por dois aspectos importantes para alcançar os objetivos do trabalho, quais sejam: as variáveis fazem parte do rol de informações utilizadas por trabalhos que serviram de referência básica (GLAESER, 1995; RESENDE, 2005; OLIVEIRA, 2004) e aparecem, com frequência, na literatura sobre os fatores determinantes do crescimento econômico e a disponibilidade de dados e o acesso

aos dados censitários para os municípios do Estado do Pará. Os dados municipais para o período de 1991 e 2000 foram coletados no site do IPEADATA, SEPOF e IBGE.

Em decorrência das alterações no recorte territorial, devido a criação de novos municípios no período em análise, a comparação de variáveis municipais entre os anos de 1991 e 2000 ficou prejudicada. Em função dessa inconsistência adotou-se, neste estudo, o conceito de Áreas Mínimas Comparáveis - AMC<sup>3</sup>, conforme metodologia elaborada pelo IPEA.

A vantagem de utilizar as AMC reside no fato de se garantir que as variáveis envolvidas na modelagem econômica possam refletir áreas minimamente homogêneas. Do contrário, poder-se-ia incorrer em um erro de se comparar variáveis econômicas e sociais para áreas não comparáveis.

O conjunto de variáveis disponíveis para os anos de 1991 e 2000 foram: taxa média de crescimento anual da *renda per capita* municipal; *renda per capita* municipal; anos médios de estudos das pessoas com 25 anos ou mais de idade; percentual de domicílios com acesso à energia elétrica; percentual de domicílios com acesso à água encanada; taxa de mortalidade infantil até um ano de idade; esperança de vida ao nascer; número de homicídios; taxa de urbanização; densidade demográfica; índice de *Thiel*.

### 3.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A análise exploratória de dados espaciais se preocupa em avaliar se há alguma forma de associação espacial entre áreas geográficas. O interesse maior recai sobre a distribuição espacial, de forma a identificar possíveis padrões de associação espacial (*clusters* espaciais).

O processo de implementação da AEDE e da estimação dos modelos econométricos espaciais requer a construção de uma matriz de pesos espaciais (W) construída com base no modelo dos *k* vizinhos mais próximos, utilizando a métrica do grande círculo entre os centros dos municípios.

---

<sup>3</sup> Áreas Mínimas Comparáveis – AMC: Representam a junção do espaço territorial de áreas que foram criadas ou que sofreram desmembramentos, recompondo-se o território de origem, que permite comparações consistentes da evolução socioeconômica destas áreas. Possibilitando que os dados geográficos, econômicos e sociais do ano de 2000 correspondam ao mesmo espaço territorial, consequentemente mesmos limites geográficos do ano de 1991.

A estatística *I de Moran* foi utilizada para calcular a autocorrelação espacial, onde o seu resultado indica se os dados se distribuem ou não de forma aleatória no espaço (ANSELIN, 2008). A estatística é obtida a partir da formulação abaixo:

$$I = \frac{1}{\sum_{i \neq j} w_{ij}} \sum_{i \neq j} w_{ij} \left( \frac{y_i - \bar{y}}{s_y} \right) \left( \frac{y_j - \bar{y}}{s_y} \right),$$

em que  $w_{ij}$  representa a matriz de pesos;  $y_i$  é o valor do atributo considerado no município  $i$ ;  $\bar{y}$  representa o valor médio do atributo em foco. Esse valor é comparado com o valor esperado  $E(I) = -[1/n - 1]$ . Com a seguinte regra de decisão estatística, para a hipótese de que os dados se distribuem aleatoriamente no espaço:  $H_0 : I = E(I)$  vs  $H_1 : I \neq E(I)$ . Daí, se  $I > E(I)$ , autocorrelação positiva; Caso  $I < E(I)$ , autocorrelação negativa; Se  $I = E(I)$ , ausência de autocorrelação.

Após avaliação da autocorrelação global, pode-se testar a hipótese de existência de agrupamentos espaciais locais. Segundo Anselin (2000), por meio deste procedimento, é possível avaliar a hipótese de aleatoriedade espacial, comparando os valores do indicador de cada região com os indicadores das regiões vizinhas. Dessa forma, a estatística de *I de Moran Local* ( $I_i$ ) mensura a autocorrelação espacial de uma localização específica com os seus vizinhos, e pode ser expressa por:

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

A decisão estatística da hipótese de autocorrelação local é dada por:  $H_0 : I_i = 0$  vs  $H_1 : I_i \neq 0$ . A rejeição da hipótese nula indica que há evidência estatística de que o município “i” está correlacionado, espacialmente, com os seus vizinhos, ou seja, existe um aglomerado de municípios que, segundo as características de classificação, podem ser agregados em Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo, Baixo-Alto, em que as duas primeiras classificações mostram similaridade entre os municípios vizinhos e as demais indicam dissimilaridade.

### 3.2. Modelo Empírico

O modelo utilizado segue as premissas apresentadas por Glaeser (1995), e nos trabalhos desenvolvidos por Silva; Resende (2006) e Oliveira (2006). O modelo faz as

seguintes suposições: i) os municípios apresentam idênticas dotações dos fatores de produção, capital e trabalho; ii) as taxas de crescimento econômico dos municípios não são influenciadas pelo nível de poupança e a dotação externa de trabalho. Com efeito, os níveis de produtividade e de qualidade de vida nos municípios passam a ser os fatores que promovem a diferenciação entre eles.

Seja a função de produção a seguir

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

em que  $A_{i,t}$  representa o nível de produtividade do município  $i$ , no tempo  $t$ ;  $L_{i,t}$  representa a da cidade  $i$  no tempo  $t$ . Assume-se que  $f(L_{i,t}) = A_{i,t}L_{i,t}^{\alpha}$  é uma função do tipo Cobb-Gouglas, comum a todos os municípios e  $\alpha$  é a elasticidade do produto em relação à mão-de-obra. Segundo Silva; Resende (2006), a interpretação da produtividade pode advir de fatores ligados à escolaridade e ao nível de *renda* dos trabalhadores.

Assumindo equilíbrio no mercado de trabalho, a *renda* do trabalhador é igual à sua produtividade marginal:

$$W_{i,t} = \frac{\partial f(\cdot)}{\partial L} = \alpha A_{i,t} L_{i,t}^{\alpha-1} \quad (2)$$

Assume-se que a utilidade monetária total dos trabalhadores ( $U_{i,t}$ ) é igual a sua remuneração ( $W_{i,t}$ ) multiplicada por um índice de qualidade de vida  $Q_{i,t}$ , além de assumir que toda a *renda* gerada pelo trabalho é gasta no período e que a qualidade de vida é uma função monotonicamente inversa ao tamanho dos municípios:

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

em que  $\delta > 0$ . O indicador de qualidade de vida captura os efeitos das forças centrípetas e centrífugas, como apresentado no referencial teórico, e está relacionado ao nível de criminalidade, ao grau de urbanização, à densidade populacional, à desigualdade de *renda* e ao acesso aos serviços de saúde.

A utilidade total da *renda* do trabalhador, no município  $i$  no ano  $t$ , pode ser representada por:

$$U_{i,t} = W_{i,t} \cdot \text{Qualidade de Vida} = \alpha A_{i,t} L_{i,t}^{\alpha-1} \cdot Q_{i,t} L_{i,t}^{-\delta}$$

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

Aplicando o logaritmo na função de utilidade total da *renda* do trabalhador, tem-se:

$$\log U_{i,t} = \log \alpha + \log A_{i,t} + \log Q_{i,t} + (\alpha - \delta - 1) \log L_{i,t}$$

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

Segundo Oliveira (2006), considera-se que cada cidade tem um conjunto  $K$  de características iniciais, do tipo  $X_{i,t}^1, X_{i,t}^2, \dots, X_{i,t}^K$  que determinam o crescimento futuro da produtividade  $A_{i,t}$  e da qualidade de vida  $Q_{i,t}$ . Este crescimento depende de um vetor de características  $X_{i,t}$  associado a vetores de parâmetros denominados de  $\Phi$  e  $\Psi$ , o que significa dizer que:

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

$$\text{Ln} \left( \frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}} \right) = X_{i,t}' \Psi + \eta_{i,t}, \quad (7)$$

em que  $\varepsilon_{i,t}$  e  $\eta_{i,t}$  são os erros, com média zero e variância constante e ortogonais em relação ao vetor de características  $X_{i,t}$ . Associando (5), (6) e (7) e operando, algebricamente, chega-se à seguinte equação:

$$\log \left( \frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}} \right) = \left( \frac{1}{1 + \delta - \alpha} \right) X_{i,t}' (\delta \Phi + \alpha \Psi - \Psi) + \varpi_{i,t+1}, \quad (8)$$

em que  $X_{i,t}$  e  $\varpi_{i,t+1}$ , são termos não correlacionados com as características dos municípios.

O modelo, representado pela equação (8), expressa a relação da variação da *renda* do trabalhador ocorrida no período  $t$  e  $t+1$ , com os fatores representativos do nível de produtividade e da qualidade de vida do trabalhador no município.

Segundo Silva; Resende (2006), se verificada a presença de externalidades espaciais nos municípios, a equação (8) será utilizada com a seguinte modificação:

$$\log \left( \frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}} \right) = \rho C_1 \text{Ln} \left( \frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}} \right) + \left( \frac{1}{1 + \delta - \alpha} \right) X_{i,t}' (\delta \Phi + \alpha \Psi - \Psi) + \varpi_{i,t+1}, \quad (9)$$

em que  $\varpi_{i,t+1} = \lambda C_2 \varpi_{i,t+1} + \gamma_{i,t+1}$  e  $\gamma_{i,t+1} \sim N(0, \sigma^2 I)$ .  $C_1$  e  $C_2$  são matrizes de contiguidade, de modo que, na presença de autocorrelação espacial, tem-se  $C_2=0$ . Caso a autocorrelação seja nos erros, tem-se  $C_1=0$ .

Segundo a literatura sobre fatores determinantes do crescimento econômico de regiões e sub-regiões (SILVA; RESENDE, 2006), espera-se que a produtividade esteja positivamente relacionada com os anos médios de estudos e negativamente com a *renda per capita* de 1991. Em termos de qualidade de vida, a literatura sugere que a porcentagem de domicílios com acesso à água encanada e porcentagem de domicílios com acesso à iluminação elétrica (*proxy* para infraestrutura social) e taxa de urbanização (*proxy* para economia de aglomeração) estejam positivamente correlacionados com o crescimento econômico. Enquanto, a qualidade de vida se relaciona negativamente com: taxa de mortalidade infantil (*proxy* para as condições de saúde), densidade populacional (*proxy* para o efeito de congestão), taxa de homicídio (*proxy* para criminalidade) e Índice de Gini (*proxy* da desigualdade de *renda*).

### 3.3. Modelo Econométrico Espacial

Ao se trabalhar com uma estrutura de dados em *cross section* a literatura indica que a equação de regressão estimada pelo Método de Mínimos Quadrados (MQO), apresenta estimadores viesados (ANSELIN, 1988). Nesse caso, o autor tem utilizado os estimadores de Máxima Verossimilhança (MV), para incorporar a dependência espacial nos modelos de regressão.

Os efeitos da correlação espacial nos modelos de regressão linear podem ser processados de diferentes formas. A classe utilizada com maior frequência é a dos modelos de efeitos espaciais globais, onde se supõem ser possível capturar a estrutura de correlação espacial num único parâmetro, adicionado ao modelo de regressão linear clássico.

No primeiro, a dependência espacial é atribuída a variável dependente *renda per capita*, e conhecido como: *Spatial Autoregressive– SAR* ou *spatial lag model*, expresso por

$$y = \rho W y + X\beta + u, \quad (10)$$

em que  $y$  é um vetor  $n \times 1$  de variável dependente;  $X$  é matriz ( $n \times k$ ) de variáveis explicativas;

$\beta$  é vetor de parâmetros;  $W$  é matrizes de pesos espaciais ou matriz de proximidade espacial ( $n \times n$ );  $\rho$  é o coeficiente espacial autoregressivo;  $Wy$  expressa a dependência espacial. Na ocorrência da hipótese nula de não existência de autocorrelação espacial, tem-se que o parâmetro  $\rho = 0$ .

No segundo, os efeitos espaciais são tomados como um ruído ou perturbação e incorporado no termo de erro da equação (10) e conhecido como modelo do erro espacial (*spatial error model*), expresso conforme a equação (11).

$$y = X\beta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \text{ e } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (11)$$

em que  $Wu$  é a componente do erro com efeitos espaciais;  $\lambda$  é o coeficiente autoregressivo;

$\varepsilon$  é o termo de erro com variância constante e correlacionada. A hipótese nula para não existência de autocorrelação espacial é que  $\lambda = 0$ , isto é, o termo de erro não é espacialmente correlacionado

Como o objetivo da pesquisa é o de verificar quais variáveis podem gerar externalidades espaciais no conjunto de municípios do Estado do Pará no período de 1991 a 2000, utilizou-se o modelo proposto por *Durbin (Spatial Durbin Model)* para uma *cross section* de municípios, como apresentado em Resende (2005).

O modelo de *Durbin* incorpora à equação (10) o produto da matriz de variáveis explicativas com a matriz de pesos que resulta em uma defasagem espacial das variáveis explicativas e captura os efeitos dessas variáveis sobre a variação da *renda per capita* tomando como ano base de referência a situação das características dos municípios em 1991. O modelo é apresentado na equação (12) a seguir:

$$y = \rho Wy + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon, \text{ com } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (12)$$

em que  $y$  é um vetor com as taxas de crescimento médio anual da *renda per capita* para o período 1991 a 2000;  $X$  = matriz ( $n \times k$ ) de variáveis explicativas para o ano de 1991;  $\beta_1$  = vetor de parâmetros, que captura os efeitos diretos das variáveis explicativas;  $\rho$  = é o coeficiente de defasagem espacial que capta os efeitos de transbordamentos da taxa de crescimento médio do PIB *per capita* do município  $i$  sobre seus vizinhos;  $WX$  = é o produto da matriz de variáveis explicativas com a matriz de pesos que resulta em

uma defasagem espacial das variáveis explicativas;  $\beta_2 =$  é o vetor de parâmetros que representa a externalidade que cada variável explicativa de um município tem sobre os outros municípios.

Como forma de identificar a melhor especificação do modelo de avaliação das variáveis que proporcionam externalidades, seguiu-se a orientação proposta por Florax; Folmer e Rey (2003).

## 4. ANÁLISE DE RESULTADOS

### 4.1. Estatística *I* de Moran

O resultado da dependência espacial para a variável *renda per capita*, nos anos de 1991 e 2000, mostra elevada concentração de municípios ou AMC com padrão de *renda* similar, ou seja, municípios de *renda* elevada (baixa) vizinho de municípios com *renda* elevada (baixa), enquanto o restante dos municípios apresenta *renda* elevada (baixa) com vizinhos de *renda* baixa (elevada).

Há um padrão espacial predominante de distribuição espacial baixo-baixo para a variável *renda per capita* municipal nos anos de 1991 e 2000. No entanto, o resultado da estatística *I* para a variável taxa de crescimento médio anual da *renda per capita* para o período de 1991-2000 não se mostra significativo, conforme Tabela 1.

Tabela 1 – Estatística *I* de Moran

Variável	I-Moran	p_valor	Permutações
<i>Renda per capita</i> 1991	0,2960	0,0010	99
<i>Renda per capita</i> 2000	0,2409	0,0010	99
Tx média cresc. <i>Renda PC</i>	0,0481	0,1390	99
Anos médios de estudos 1991	0,4329	0,0010	99
Anos médios de estudos 2000	0,4824	0,0010	99
Taxa de Mortalidade Inf 1991	0,1953	0,0010	99
Taxa de Mortalidade Inf 2000	0,0958	0,0010	99

Fonte: Resultados da pesquisa

A configuração espacial, para o ano de 1991, dos municípios com *rendas* baixas circunvizinhos de municípios com a mesma característica, foi constituída na quase totalidade pelos municípios do Nordeste e do Marajó, com exceção apenas de Juruti que se localiza no Baixo Amazonas. No ano de 2000, não ocorreram alterações significativas na composição dos municípios nesse padrão.

Os municípios que possuem alto valor para a variável *renda per capita* municipal (acima da média), circunvizinho de municípios com a mesma característica, em 2000, encontram-se: Ananindeua, Barcarena, Belém, Castanhal, Santa Izabel do Pará, AMC 007 (Micro Redenção), AMC 010 (Micro Itaituba), AMC 011 (Micro Parauapebas), AMC 016 (Micro Conceição do Araguaia).

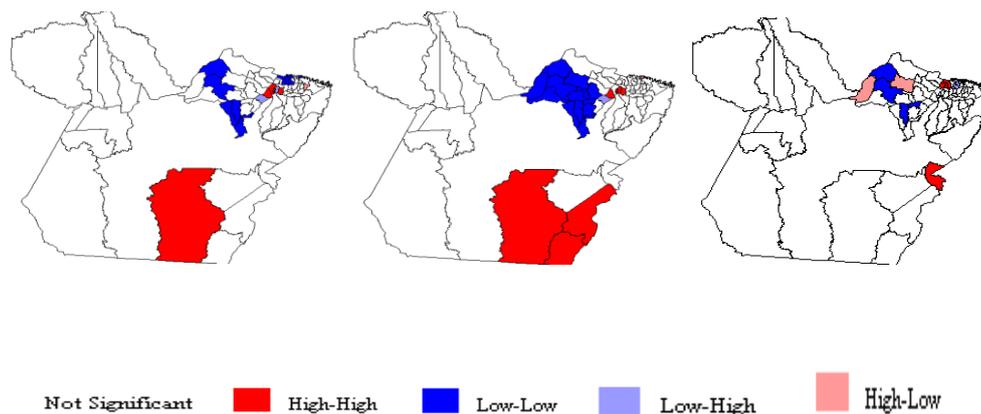
Os índices do I de *Moran* resumidos na Tabela 1, para os Anos Médios de Estudos, nos anos de 1991 e 2000, demonstraram haver autocorrelação espacial positiva, com I *Moran* de 0,433 (p\_valor: 0,001) e 0,482 (p\_valor: 0,001), respectivamente, significando que, no Estado do Pará, a variável anos médios de estudo de um município *i* está correlacionada, espacialmente, com os seus vizinhos. Esse resultado mostra que o padrão espacial da variável, em ambos os anos, é formado por municípios com elevado (baixo) número de anos médios de estudo, circundado por municípios com elevado (baixo) número de anos de estudo.

No que se refere a taxa de mortalidade os resultados aferidos para a estatística I de *Moran*, nos anos de 1991 e 2000, foram 0,195 e 0,096, ambos significativos, isto mostra haver evidência estatística da presença de autocorrelação espacial positiva para a variável.

#### 4.2. Índice de *Moran* Local – *LISA* (*Local Indicator of Spatial Association*)

O Mapa de *clusterização* que representa a estatística I de *Moran* Local – *LISA*, para a variável *renda per capita* municipal, em 1991 (Figuras 1, 2 e 3), indica a existência de um padrão espacial Baixo-Baixo na Mesorregião do Marajó, formado por: microrregião de Portel (Bagre: R\$58,04 e Gurupá: R\$ 61,92), microrregião Furo de Breves (Afuá: R\$ 70,72 e Breves: R\$ 75,08), em parte do Nordeste: microrregião Cameté (Baião: R\$57,30; Mocajuba: R\$ 71,50 e Oeiras do Pará: R\$ 80,09) e microrregião do Salgado (AMC008: R\$ 50,24; AMC018: R\$ 70,96; Marapanim: R\$ 72,87 e Salinas: R\$ 84,71).

A figura 1 mostrou haver relação espacial Alto-Alto no Sudeste Paraense com seus vizinhos, na microrregião de São Félix do Xingu, AMC 020: R\$197,33 e Microrregião Redenção, AMC 007: R\$ 124,88.

**Figura 1****Figura 2****Figura 3**

**Figura 1** – LISA MAP da Renda per capita Municipal, 1991

**Figura 2** - LISA MAP da Renda per capita Municipal, 2000

**Figura 3** – LISA MAP da taxa de crescimento médio anual da renda per capita, 1991-2000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Estatística Lisa da renda per capita municipal para o ano de 2000 demonstrou *clusterização* com padrão Baixo – Baixo na região do Marajó e Alto- Alto na Região Metropolitana e Sudeste Paraense e Alto-Baixo na Metropolitana e Nordeste do Pará. No Sudeste do estado, uma configuração Alta- Alta, renda per capita municipal Alta próxima de renda per capita municipal Alta.

As mesmas evidências de dependência espacial, identificadas em 1991, se apresentaram em 2000, porém, ampliado o número de municípios na relação Baixo - Baixo. O padrão espacial de rendas baixas com vizinhos de mesmo nível de renda é formado na Mesorregião do Marajó por: microrregião de Portel (Melgaço: R\$48,80; Bagre: R\$ 56,41; Gurupá: R\$ 76,33), microrregião Furo de Breves (Curalinho: R\$ 60,56; Afuá: R\$ 74,80; Breves: R\$ 84,96; Anajás: R\$ 95,21), microrregião do Arari (Muaná: R\$ 86,48). No Nordeste – microrregião Cametá (Limoeiro do Ajuru: R\$ 64,84; Cametá: R\$ 71,13; Oeiras do Pará: R\$ 71,71; Baião: R\$ 79,20 e Mocajuba: R\$ 85,83).

Os *clusters* de renda per capita municipal Baixo-Baixo, identificados significam autocorrelação espacial negativa. Tanto em 1991 como em 2000, constatou-se forte presença deste padrão espacial na mesorregião do Marajó. Isto se justifica, em grande medida, pelo reduzido dinamismo das atividades econômicas nesta mesorregião, em que a quase totalidade dos municípios tem, como principal composição de sua renda municipal, os serviços de Administração Pública, a atividade agropecuária e a renda gerada pelo conjunto de aposentados residentes no município e no seu entorno.

Na Mesorregião Metropolitana, verificou-se um *cluster* de *rendas* Altas- Altas: Belém: R\$ 313,15; Ananindeua: R\$ 183,90; Barcarena: R\$ 173,81; Santa Izabel: R\$ 124,14 e AMC 004: R\$ 124,37 (microrregião Belém) e *cluster* espacial Alto - Baixo, destas áreas com o Nordeste, por exemplo: Abaetetuba, R\$102,53 e AMC 008, R\$111,28, na microrregião Salgado.

No que se refere à Taxa de Crescimento da *renda per capita* municipal, no período de 1991-2000, a estatística *I* de *Moran* Global não registrou padrão espacial definido, ou seja, pelo mapa de *clusterização*, poucas áreas apresentaram crescimento médio anual semelhante. A baixa *clusterização*, verificada em relação à Taxa de Crescimento da *renda per capita* municipal, sugere que os desempenhos econômicos de elevada parcela da área de abrangência deste estudo não foram semelhantes entre os municípios que fazem fronteiras entre si.

#### 4.3 Resultado Econométrico Espacial

Avaliando os resultados da regressão (Tabela 2) para o período de 1991-2000, observa-se a ausência de autocorrelação espacial em decorrência da não significância estatística do índice de *Moran* ao nível de 5% de probabilidade. O resultado da estatística de máxima verossimilhança para o modelo de estimação *lag* espacial e do erro espacial não apresenta evidência estatística em nível de 5% de probabilidade, para associar, espacialmente, a taxa de crescimento da *renda per capita* de um determinado município com os seus vizinhos. Esse resultado mostra que o modelo de mínimos quadrados ordinários é o mais adequado para estimar os parâmetros da regressão.

Das variáveis explicativas, utilizadas no modelo, apenas a *renda per capita* municipal (-3,555) e o percentual de domicílios com energia elétrica (0,058) foram, estatisticamente, significantes a 5% de probabilidade. Na primeira relação, o sinal negativo encontrado condiz com a teoria do crescimento neoclássico formulada por Solow (1956). A segunda relação tem sinal positivo e está em consonância com as teorias que relacionam o gasto público em infraestrutura com o crescimento econômico como apresentado em Barro (1990).

Tabela 2 – Resultados da regressão

Variável dependente: taxa média de crescimento da *renda per capita* entre 1991 e 2000

Variáveis	
Constante	15,839 (0,012)
Ln( <i>Renda per capita</i> em 1991)	-3,555 (0,023)
Número médio de anos de estudos em 1991	0,335 (0,797)
% de domicílios com acesso à água encanada em 1991	0,034 (0,301)
% de domicílios com acesso à energia elétrica em 1991	0,058 (0,041)
Mortalidade infantil em 1991	-0,028 (0,297)
Densidade populacional em 1991	-0,003 (0,100)
Taxa de urbanização em 1991	-0,028 (0,214)
Taxa de homicídios em 1998	0,054 (0,311)
Índice de Theil em 1991	1,120 (0,770)
Número de observações	72
R <sup>2</sup>	0,268
I-Moran	-0,019 (0,668)
ML $\rho$	1,044 (0,306)
ML $\lambda$	0,079 (0,778)

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: Valores *p* entre parênteses, apresentando significância do coeficiente.

A correlação negativa entre a *renda per capita* no início da década de 1990 e a taxa média de crescimento anual da *renda per capita* significa que os municípios com os menores valores de *renda per capita*, em 1991, foram os que registraram as maiores variações de crescimento econômico, enquanto aqueles de maior *renda per capita* apresentaram menores variações na *renda* do trabalhador.

A associação linear verificada entre *renda per capita* e o percentual de domicílios com energia elétrica, indica que os investimentos em infraestrutura elétrica contribuem para a melhoria na qualidade de vida.

A variável Densidade Populacional está correlacionada, negativamente, com a *renda per capita* em nível de 10% de probabilidade. Esse resultado é condizente com a teoria da Nova Geografia Econômica, conforme mostram os trabalhos de Fujita; Krugman; Venables (1999). A variável atua como uma *proxy* para captar os efeitos das

economias de localização e dos problemas de congestionamento sobre o crescimento econômico (OLIVEIRA, 2005).

Os resultados mostram que a maior densidade populacional está associada a reduções na taxa de crescimento econômico, decorrente, em grande medida, do aumento da criminalidade, do congestionamento e da poluição, que contribuem para a diminuição da produtividade do trabalhador e da sua qualidade de vida.

## 5. CONCLUSÃO

Os resultados dos índices de *Moran* Global e LISA de municípios com baixos/altos níveis de *renda per capita* municipal, cercados por municípios com baixo/alto níveis de *renda per capita*, mostram a distribuição desigual das condições econômicas e sociais entre os municípios e AMC, sobretudo as contradições entre a parte leste e sudoeste do Estado.

A pouca significância estatística e a não ocorrência de *clusterização* nas taxas de crescimento da *renda per capita* municipal para o período de 1991- 2000 confirmaram a não ocorrência de um padrão espacial definido para a taxa de crescimento médio anual da *renda per capita* municipal, ou seja, a maior parte dos municípios teve desempenhos econômicos diferentes de seus vizinhos.

Além de verificar quais variáveis afetaram, diretamente, o crescimento econômico dos municípios, foi investigado se essas variáveis apresentaram efeitos transbordamentos para os municípios vizinhos, influenciando, também, as taxas de crescimento. Os resultados mostraram que, para o período de 1991-2000, não foram encontradas associação espacial entre a Taxa média de crescimento econômico de um determinado município e seus vizinhos, significando, portanto, que não há evidências de efeitos transbordamentos nesse período. Ou seja, o crescimento de um município não afetou o desempenho econômico dos seus vizinhos, e vice – versa.

Cabe destaque ao fato de o modelo econométrico indicar uma relação negativa entre o nível de *renda per capita* em 1991 e a taxa de crescimento econômico nos municípios do estado, de maneira que aqueles municípios, com maior nível de *renda per capita*, foram os que apresentaram as menores taxas de crescimento da *renda* no período em análise, e vice-versa.

O coeficiente positivo e significativo de 0,058, encontrado para a relação entre a porcentagem de domicílios com energia elétrica em 1991 e a taxa de crescimento médio anual da *renda per capita*, indica que os municípios com maiores realizações de investimentos em infraestrutura de energia elétrica foram aqueles que apresentaram as taxas mais elevadas de crescimento da *renda* na década de 1990. Considerando esta dependência, os resultados obtidos no modelo estimado destacaram a importância dos investimentos em infraestrutura como relevantes na criação de *spillovers*, fundamentais no processo de promoção do crescimento econômico estadual. Foi identificada a presença de externalidades dessa variável, destacando-se sua importância na explicação do crescimento econômico dos municípios paraenses

A variável Densidade Populacional está correlacionada, negativamente, com a *renda per capita* em nível de 10% de probabilidade. Essa variável atua como uma *proxy* para captar os efeitos das economias de localização e dos problemas de congestionamento sobre o crescimento econômico.

Em função dos efeitos e a importância das externalidades espaciais para a economia dos municípios do Estado do Pará, concluí-se que, para avaliar o crescimento econômico dos municípios paraenses, devem-se considerar os *spillovers* espaciais.

## 6. BIBLIOGRAFIA

ANSELIN, Luc. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Kluwer Academic, 1988. 284p.

\_\_\_\_\_. Geographical spillovers and university research: a spatial econometric perspective, growth and change, gatton college of business and economics. **University of Kentucky**, v. 31, n. 4, p. 501-515, 2000.

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**. v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.

FUJITA, Masahisa.; KRUGMAN, Paul; VENABLES, A. **The spatial economy**. Cambridge, 1999, 367p.

\_\_\_\_\_; KRUGMAN, Paul, VENABLES, Anthony. **Economia espacial, urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano**. São Paulo: Cultura, 2002.

GLAESER, Edward L. Economic growth in a cross-section of cities. **Journal of Monetary Economics**, n. 36, p. 117-143, 1995.

JONES, Charles I. **Introdução á teoria do crescimento econômico**. São Paulo: Campus, 2000.

KRUGMAN, Paul. **Geography and trade**. Cambridge: MIT Press, 1991b.

LUCAS, R. E. On thw mechanics of economic developmente. **Jurnal of Monetary Economics**, North Holland, n. 22, p. 3- 42, 1988.

MARSHALL, Alfred. **Princípios de economia**: tratado introdutório. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1985. V. 1 e 2.

OLIVEIRA, Cristiano Aguiar. Crescimento das cidades brasileiras na década de noventa. **Revista Economia**, Brasília, DF, v. 7, n. 3, p. 431-452, set./dez., 2006.

\_\_\_\_\_. **Externalidades e o crescimento econômico das cidades do Estado do Ceará**. Rio Grande do Sul: UFRS, 2004.

PIMENTEL, E, A.; HADDAD, E. A. Análise espacial exploratória de dados: uma aplicação à econômica mineira. Boletim Informações FIPE, n. 283, p. 20-23, abr. 2004. Disponível em: <[http://www.fipe.com.br/publicacoes/bif\\_edicao.asp](http://www.fipe.com.br/publicacoes/bif_edicao.asp)>. Acesso em: 10 set. 2009

RESENDE, Guilherme Mendes. Crescimento econômico dos municípios mineiros: externalidades importam? **Cadernos BDMG** - Banco de desenvolvimento de Minas Gerais. Belo Horizonte, n.11, out., p. 5-33, 2005.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p 71-102, oct. 1990.

SOLOW, R. M. A. Contribution to the theory of economic Growth. **Quartely Journal of Economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.

SILVA, A. M. A; RESENDE, G. M. **Crescimento econômico comparado dos municípios alagoanos e mineiros: uma análise espacial.** Brasília, DF: IPEA, 2006. (Texto para discussão, n. 1162).

SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Localização, crescimento e *spillover*: a localização importa? evidências para os estados brasileiros e setores. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza-CE, v. 32, n. Especial, p. 524-545, 2001.