

**CRESCIMENTO ECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS BAIANOS DE 2000 A 2010 À LUZ DA NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA E DA ECONOMETRIA ESPACIAL*****ECONOMIC GROWTH OF BAIAN MUNICIPALITIES FROM 2000 TO 2010 IN THE LIGHT OF THE NEW ECONOMIC GEOGRAPHY AND SPACE ECONOMETRY*****(1) Wellington Ribeiro Justo**

(1) Engenheiro Agrônomo. Economista. Mestre em Economia Rural (UFC). Doutor em Economia Pelo PIMES-UFPE. Professor Associado do Curso de Economia da URCA. Professor do PPGECON – UFPE-CAA e do PPGERU-URCA, justowr@yahoo.com.br

Como citar: JUSTO, W. R. Crescimento Econômico Dos Municípios Baianos De 2000 A 2010 À Luz Da Nova Geografia Econômica E Da Econometria Espacial. **Revista Análise Econômica e Políticas Públicas**, v. 01, n. 01, p. 89 – 105. 2021.

**Resumo:** Esse trabalho buscou identificar os possíveis determinantes das taxas de crescimento dos municípios baianos da década de 2000 a 2010 respaldados nas referidas contribuições teóricas e empíricas da Nova Geografia Econômica. A principal inovação do artigo é o crescimento das cidades fugindo da abordagem de convergência de renda tão explorada pelo mainstream. Com os dados do IPEA foram estimados modelos de econometria espacial. Os resultados apontaram que, de fato, a incorporação de parâmetros espaciais, aumenta o poder explicativo do modelo em concordância com autores, como Glaeser *et al.* (1995). Desse modo, revelaram-se importantes na explicação na dinâmica de crescimento dos municípios baianos a renda per capita, o nível de escolaridade e a taxa de analfabetismo, a distância da capital, a concentração de renda e da população. No entanto, o efeito da população vem na forma de U invertido, sugerindo a existência de deseconomias de escala. Outro resultado importante foi o efeito positivo da distância da capital sugerindo uma desconcentração espacial da atividade econômica baiana possivelmente corroborando com a Análise Exploratória de Dados Espaciais que indicou a existência de aglomerados com padrão Alto-alto não apenas na Região Metropolitana de Salvador.

**Palavras-chave:** Crescimento, Econometria Espacial, Bahia, Análise Exploratória de Dados.

**Abstract:** This article sought to identify the possible determinants of the growth rates of Bahian municipalities from the 2000s to 2010 supported by the referred theoretical and empirical contributions of the New Economic Geography. The main innovation of the article is the growth of cities fleeing the approach of income convergence so explored by the mainstream. With the IPEA data, spatial econometrics models were estimated. The results showed that, in fact, the incorporation of spatial parameters increases the explanatory power of the model in agreement with authors, such as Glaeser *et al.* (1995). Thus, per capita income, the level of education and the illiteracy rate, the distance from the capital, the concentration of income and the population proved to be important in explaining the dynamics of growth in the municipalities of Bahia. However, the population effect comes in the form of an inverted U, suggesting the existence of scale diseconomies. Another important result was the positive effect of the distance from the capital, suggesting a spatial deconcentration of Bahian economic activity, possibly corroborating with the Exploratory Analysis of Spatial Data that indicated the existence of clusters with a high-high standard not only in the Metropolitan Region of Salvador.

**Keywords:** Growth; Spatial Econometrics, Bahia, Geographical Analysis Data.

## 1 INTRODUÇÃO

O Estado da Bahia historicamente destacou-se na economia nordestina e brasileira. Há décadas que a economia deste estado assumiu a liderança regional. A Bahia responde por cerca de (4%) do PIB brasileiro e (30,57%) do PIB nordestino em 2008 de acordo com as contas regionais do IBGE. A população baiana representa (7,35%) da população brasileira e (26,42%) da população nordestina em 2010 segundo o IBGE. A Bahia também se destaca na economia regional por abrigar uma parcela significativa da indústria e das exportações regionais. Por outro lado, historicamente a Bahia se destacou entre os estados brasileiros juntamente com Minas Gerais como os grandes emissores de migrantes como apresentados por Justo (2008). Contudo, nas últimas décadas houve um arrefecimento nos saldos migratórios e mais recentemente, especialmente em alguns municípios baianos que tem apresentado uma dinâmica econômica com altas taxas de crescimento este quadro começa a se reverter.

Sob o ponto de vista das regiões metropolitanas nordestinas a região metropolitana de Salvador (RMS) é a mais pujante seja em termos populacionais como em termos econômicos. A atividade econômica, contudo, não se limita à RMS. O Estado da Bahia abriga diversos polos de crescimento com destaques em alguns setores da economia. Atualmente a Mesorregião de Barreiras juntamente com o cerrado Piauiense destacam-se no cenário nacional como a nova fronteira agrícola. Estas regiões apresentam economias crescendo a altas taxas destacando-se com elevado padrão de vida em termos regionais.

Não obstante ao abrigar regiões com alto dinamismo o Estado da Bahia também apresenta municípios com baixos indicadores de qualidade de vida, reflexo de baixíssimo dinamismo econômico. Enquanto havia municípios que em 2000 apresentava taxa de analfabetismo de menos de (4%), havia outros em que esta taxa beirava os (40%) no mesmo ano. Da mesma forma havia municípios cujo PIB industrial beirava os (86%) enquanto em outros ficava em torno de (3%).

As diferentes dinâmicas do crescimento das cidades baianas, também podem ser observadas pela dinâmica populacional. Ao passo que entre 2000 e 2010 alguns municípios apresentaram taxa de crescimento populacional anual em torno de (12%), no extremo oposto havia municípios que apresentaram taxas de crescimento anual de aproximadamente (-6%) no mesmo período.

Posto isto, este artigo busca mensurar e analisar a dinâmica de crescimento dos municípios baianos no período de 2000 a 2010. Não obstante procurar-se-á identificar os efeitos de fatores locais nas dinâmicas de crescimento dos municípios baianos. Uma contribuição deste artigo é focar no crescimento dos municípios analisando os determinantes e incorporando os efeitos espaciais, destoando da grande maioria dos trabalhos de economia regional que analisam a convergência de renda entre os municípios.

A literatura de crescimento econômico composta entre vários autores, tais como: Solow, (1956), Lucas (1988), Barro (1990), Mankiw; Romer; Weil (1992), Barro; Sala-i-Martin (1995), aponta que fatores de renda inicial, nível educacional da população e infraestrutura social explicam em parte as diferentes dinâmicas de crescimento entre os municípios de um país. Neste sentido este artigo faz uso destas e de novas abordagens da teoria de crescimento das cidades respaldadas em modelos da Nova Geografia Econômica (NGE) para identificar empiricamente os fatores que explicam as diferentes trajetórias de crescimento dos municípios baianos.

Outra contribuição deste trabalho é incorporar nas discussões e estimações possíveis efeitos das externalidades geográficas como determinante destas dinâmicas através de retornos adicionais aglomerativos advindos da aglomeração de pessoas e empresas em uma localidade. Para tanto, fez uso de efeitos espaciais nas estimações dos modelos empíricos. Trabalha-se também, com os dados mais recentes para todas as variáveis municipais envolvidas na análise.

De maneira geral este artigo procura comparar a dinâmica de crescimento dos municípios baianos e identificar os fatores que o expliquem, considerando as externalidades geográficas. Busca-se também, de forma não menos importante, identificar os determinantes do crescimento dos municípios baianos e identificar a influência e a interação das externalidades geográficas por meio de econometria espacial.

O artigo está dividido em seis seções. Além desta introdução, a segunda seção traz uma breve resenha da teoria utilizada no artigo. Na seção seguinte apresenta uma breve discussão da econometria espacial. A quarta seção traz a metodologia. Em seguida apresentam-se os resultados e finalmente a última seção fazem-se as considerações finais.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO: UMA BREVE RESENHA DA TEORIA DO CRESCIMENTO

A abordagem teórica dos modelos de crescimento pelo *mainstream* vem desde o trabalho de Solow (1956). O modelo de Solow tem suporte teórico na teoria neoclássica assumindo uma função de produção com retornos constantes de escala e a taxa de poupança exógena. Uma hipótese bastante explorada do modelo de Solow é a convergência condicional a qual pressupõe que quanto menor o nível inicial do PIB *per capita* municipal em relação ao estado estacionário, maior deverá ser a taxa de crescimento havendo assim, convergência.

Passada algumas décadas, mais especificamente a partir da década de 80 do século passado, surgiu uma onda de contribuições à idéia inicial de Solow. Barro (1986), Romer (1986), Lucas (1988), Makiw; Romer; Weil (1992) e Barro; Sala-i-Maritn (1995) incorporaram o capital humano, *spillovers* tecnológicos, e considerando a taxa de poupança endógena, por exemplo, foi possível encontrar resultados empíricos com melhor poder de explicação que o modelo original de Solow.

Desta forma, tais avanços puderam trazer à tona a possibilidade de políticas públicas intervirem nas trajetórias de crescimento dos países, estados e municípios passando a ser exploradas empiricamente em vários níveis de agregação em vários países.

Contudo, uma série de problemas regionais ainda incomodava o *mainstream* por não permitir um tratamento empírico a tais problemas. Com a formalização dos retornos crescentes por Dixit-Stiglitz (1977) há um avanço na formalização de problemas regionais notadamente com a Nova Geografia Econômica (NGE). Desta forma foi possível incorporar nos modelos os ganhos de escala provenientes das aglomerações. A economia regional a partir de então ganha mais destaque. O espaço geográfico retorna à discussão a partir da formalização com os modelos da NGE apresentados por Krugman (1991), Fujita et al. (1999) e Fujita; Thisse (2002).

Desta forma, uma das grandes contribuições desta nova corrente é que a distribuição no espaço físico das atividades econômicas é advinda de um vetor de forças resultantes de forças contrárias. Enquanto há forças centrípetas que levam à aglomeração há, contudo, forças centrífugas que levam a dispersão das atividades econômicas entre as unidades geográficas.

Questões como externalidades positivas que fazem aumentar a produtividade dos fatores de produção advindos de *spillovers* provenientes da aglomeração de pessoas e firmas já discutidas desde Marshall (1920) são incorporadas aos modelos formalizados pela NGE.

Havia ainda, contudo, uma lacuna que era a impossibilidade de tratamento empírico destas novas contribuições. O avanço tecnológico que culminou com a disponibilidade de equipamentos computacionais de alto desempenho permitiu que fossem desenvolvidas técnicas que permitissem dar tratamento adequado às questões regionais incorporando estas novas contribuições teóricas. Os modelos de econometria espacial contribuíram para testar estes novos modelos.

Glaeser et al. (1992) buscaram abordar estas discussões no âmbito do crescimento das cidades permeadas pela dinâmica pela quais as economias de aglomeração seja fruto da

localização ou da urbanização. Assim, o aumento da distância atenua à interatividade dos agentes. Contudo, o há o componente temporal à medida que as atividades do passado podem, em certa medida, influenciar as atividades presentes (VIEIRA, 2009).

Uma vez que a questão do espaço volta a ter destaque nas discussões no âmbito da ciência regional e que empiricamente uma alternativa de incorporar os efeitos aglomerativos na dinâmica de crescimento das cidades são os modelos com econometria espacial, dedicar-se-á a seguir em apresentar algumas contribuições e avanços desta ferramenta.

### 3 ECONOMETRIA ESPACIAL: BREVE DISCUSSÃO

Uma vez que a questão espacial voltou a ganhar destaque no âmbito da economia regional a partir da contribuição dos modelos da NGE, surge então a necessidade de ferramentas que possam permitir incorporar estes efeitos nos modelos empíricos. Surge então a discussão de como tratar adequadamente a dependência e a heterogeneidade espacial. Lesage (1999) afirma que a dependência e a heterogeneidade espacial nos modelos econométricos tradicionais fere as suas hipóteses e, desta forma, as estimações relevando estas questões traz problemas.

Em geral, há uma distorção entre a unidade espacial na qual se têm informações utilizadas nas estimações e a atividade econômica. Dito de outra forma, quase sempre a atividade econômica extrapola a unidade geográfica na qual são levantadas as informações utilizadas nos modelos empíricos. Dessa forma, Anselin (1988) afirma que os parâmetros mudam podendo comprometer a forma estrutural do modelo com a possibilidade de surgir problemas de heteroscedasticidade e erros de especificação<sup>1</sup>.

Já a dependência espacial surge em virtude da independência dos dados coletados. Segundo Vieira (2009), a geografia aponta que as atividades econômicas são relacionadas entre si, e que atenuam esta interação com a elevação da distância. Desta forma, os processos de interconexões: efeitos “para frente e para trás” tratados na NGE podem gerar concentração. Anselin (1988) afirma que estas questões são ignoradas pela econometria clássica e abre espaço para uma área específica que é a econometria espacial.

Uma preocupação então é o que leva a negligenciar estas questões com a estimação de modelos econométricos tradicionais. Em termos práticos, a inferência estatística na presença de autocorrelação leva a erros nos testes de estimação e diagnóstico. Este problema ocorre de forma similar à autocorrelação temporal nos modelos econométricos tradicionais. Aqui a autocorrelação espacial também pode ocorrer na variável dependente ou nos erros, podendo ser assim expressada:

$$\text{Cov}(y_i, y_j) = E(y_i, y_j) - E(y_i) \cdot E(y_j) \neq 0 \text{ para } i \neq j \quad (1)$$

Uma consequência da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com a presença da autocorrelação espacial é que estes estimadores são ineficientes e os estimadores da variância não são eficientes invalidando, por exemplo, os testes de hipóteses. Por sua vez quando a autocorrelação espacial ocorre apenas no termo de erro, as estimativas obtidas por MQO continuam sem viés e consistentes, mas não eficientes.

A autocorrelação espacial é definida como uma medida de similaridade entre dois valores de um atributo que estão próximos espacialmente. De acordo com Pacheco; Tirrel (2002) a autocorrelação espacial pode ser mensurada por vários índices entre os quais o mais conhecido é o I de Moran que mede o grau de associação linear entre um atributo (y) em um dado local e a média ponderada dos atributos nas locações vizinhas (Wy) e pode ser interpretada como a inclinação da regressão de (y) em (Wy). A autocorrelação espacial pode ser visualmente

<sup>1</sup> Para ampliar esta discussão ver, por exemplo, Vieira (2009) e Justo (2010).

ilustrada em um gráfico em que  $(Wy)$  é plotado no eixo vertical e  $(y)$  no eixo horizontal (JUSTO, 2010).

Para considerar a autocorrelação espacial em um conjunto de dados é necessário estabelecer a estrutura da vizinhança para cada localidade especificando àquelas locações que são consideradas vizinhas (LeSage; Pace, 2009). Os tipos de matrizes de pesos utilizadas na econometria espacial incluem entre outros os seguintes tipos: torre, rainha, matriz de contigüidade, matriz de pesos espaciais por meio de uma distância limite, mas com um número fixo de vizinhos próximos ( $k$ -nearest), matriz de peso das distâncias, e a matriz do inverso das distancias. Normalmente a matriz de pesos é definida exogenamente e após a comparação entre vários tipos de matrizes. Segundo Voss; Chi (2006) criam-se vários tipos de matrizes de pesos e escolhe-se aquela que apresenta a mais alta significância estatística. Neste trabalho, após vários testes para a escolha da matriz adotou-se o padrão  $k$ -nearest com  $(k=5)$ .

Para Chi; Zhu (2008) o modelo de regressão linear espacial comumente usado inclui além dos usuais coeficientes das variáveis explicativas  $(\beta)$  e a variância do termo de erro  $(\sigma^2)$  um coeficiente auto-regressivo espacial  $(\rho)$ , que mede a força da autocorrelação espacial. Inclui também uma matriz de pesos  $(W)$  correspondente à estrutura de vizinhança e a matriz de pesos  $(D)$  que são pré-especificadas.

Portanto, deve-se incorporar o a autocorrelação e a dependência espacial aos modelos de regressão linear. Seguindo Justo (2010), dois modelos mais comumente utilizados serão apresentados: o Modelo de Lag espacial cuja estrutura é assim modelada:

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde  $Y$  é o vetor das variáveis dependentes,  $X$  a matriz de variáveis explicativas,  $W$  a matriz de pesos espacial, e  $\xi$  o vetor dos termos de erros que são independentes, mas não necessariamente identicamente distribuídos. O outro modelo é o modelo de erro espacial que é especificado da seguinte forma:

$$Y = X\beta + u, u = \rho Wu + \varepsilon_i \quad (3)$$

Onde os termos são definidos como no modelo anterior.

Segundo Anselin (1995) no modelo de Lag espacial, a autocorrelação espacial é modelada por uma relação linear entre a variável dependente  $(y)$  e associada a uma variável espacialmente defasada  $(Wy)$ . No caso no modelo de erro espacial, a autocorrelação espacial é modelada por um termo  $(u)$  e o termo de erro espacialmente defasado  $(Wu)$ . Em qualquer um dos modelos, a interpretação de um coeficiente auto-regressivo espacial significativo nem sempre é direto. Um significativo termo de erro espacial indica autocorrelação espacial nos erros que podem ser devido às variáveis explicativas importantes que não foram incluídas no modelo.

Na escolha do modelo econométrico mais adequado para analisar a dinâmica de crescimento dos municípios baianos utilizou-se a estatística  $I$  de Moran para a identificação de algum tipo de autocorrelação espacial seguindo Vieira (2009). Foram também utilizados os testes de Multiplicador de Lagrange (LM) para identificar o tipo de autocorrelação espacial no processo gerador dos dados. Também foi feito o teste para defasagem espacial LM-LAG e erro espacial LM ERR que testam a hipótese de  $\rho=0$  e  $\lambda=0$ , respectivamente seguindo Fingleton; Le Gallo (2008). Finalmente na identificação da autocorrelação espacial também foi utilizado teste LM robusto, teste de Wald e Razão de Verossimilhança (LR).

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 Fonte dos Dados e Descrição das Variáveis

As informações dos municípios da Bahia são do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do PNUD (2013) para os anos de 2000 e 2010. Glaeser et al. (1995) e Vieira (2009), utilizaram a taxa de crescimento populacional dos municípios para o referido período como *proxy* para o crescimento econômico. Segue-se então este padrão. Desta forma, a base de dados compreende 415 observações. Na análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE) utilizou-se o LISA (*Local Indicators of Spatial Association*). Já as estimações dos modelos de econometria espacial assim como todos os testes, foi utilizado o STATA 16.

Foram utilizadas como variáveis explicativas a Escolaridade Média e a Taxa de Analfabetismo para captar o papel da educação nas taxas de crescimento dos municípios. De acordo com a literatura de crescimento econômico como Mankiw; Romer; Weil (1995), Romer (1991) e no caso brasileiro entre outros Justo (2007) e Vieira (2009), consideram o nível de educação como *proxy* para capital humano. Neste caso, é esperada uma correlação positiva desta variável com a taxa de crescimento dos municípios. Por outro lado, espera-se uma correlação inversa com a taxa de analfabetismo. As condições de infraestrutura são aqui representadas pelo percentual de residências com energia elétrica. A renda *per capita* também foi incorporada entre os determinantes da taxa de crescimento também seguindo o padrão da literatura. Seguindo a NGE foram incluídos entre os determinantes a esperança de vida ao nascer para captar condições de saúde da população.

Seguindo autores da NGE notadamente para mensurar possíveis efeitos aglomerativos foi incluído o logaritmo da população municipal. A idéia aqui é que possa haver efeitos positivos da aglomeração urbana. Contudo este efeito pode ser atenuado pela área geográfica dos municípios. Desta forma, seguindo Silva Junior (2007) e Vieira (2009) foi incluída a variável Área do município.

Há, contudo, a possibilidade de haver deseconomias aglomerativas pelo excesso de concentração populacional. Assim, foi incluído no modelo o logaritmo ao quadrado da população. Desta forma, espera-se que o tamanho inicial da população se apresente como um “U” invertido.

Também foi incluída a variável distância dos municípios da capital Salvador. Finalmente foi incluído o percentual do PIB industrial nas economias municipais e o emprego urbano. Estas últimas variáveis são para apreender possíveis efeitos de economia de urbanização.

### 4.2 Modelo Empírico

A dependência espacial, não levada a efeito nos modelos econométricos estimados leva a sérios problemas nos modelos de regressão linear quando estes efeitos estão presentes. Em uma estrutura de dados *cross section*, na qual as observações são espacialmente distribuídas, a existência de *spillovers* espaciais viola a hipótese que os termos de erro entre as regiões vizinhas são não autocorrelacionados (Rey e Montouri, 1999). Para corrigir este problema utiliza-se incorporar na regressão um componente espacial (JUSTO, 2010).

Um teste utilizado para detectar possível autocorrelação espacial é o teste I de Moran. Esta estatística segue a seguinte expressão segundo Battisti e Vaio (2009):

$$I = \frac{n}{q} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j} \quad (4)$$

Onde,  $\omega_{ij}$  é um elemento da matriz de peso  $W$ ,  $x_i$  é uma variável específica para a observação  $i$ ,  $n$  é o número de observações,  $q$  é um fator de escala igualando a soma de todos os elementos da matriz. Neste artigo utilizou-se a matriz binária de linha padronizada baseada na estrutura de vizinhança com um número fixo de vizinhos próximos ( $k$ -nearest), nos quais os elementos são:

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega_{ij}(k) = 0 \text{ se } i=j \\ \omega_{ij}(k) = 1 \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ \omega_{ij}(k) = 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k) \end{array} \right\}$$

Onde  $d_i$  é um valor crítico, definido para cada observação  $i$ , assegurando que cada município tenha o mesmo número de vizinhos.

Os modelos empíricos a serem estimados seguem as equações (1) e (2) para os modelos com *lag* espacial (SLM) e erro espacial (SEM), respectivamente. Tem-se então que o modelo empírico com autocorrelação espacial e dependência espacial são:

$$y = \rho W y + X \beta_i + \varepsilon \quad (5)$$

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

Onde  $y$  é um vetor que representa a Taxa de crescimento dos municípios baianos ente 1991 e 2000. A matriz  $X$  compreende as variáveis explicativas.  $\beta_i$  é o vetor de coeficientes. A matriz  $W$  é uma matriz de peso espacial que neste caso foi utilizada com um número fixo de vizinhos próximos ( $k$ -nearest) com  $k$  assumindo, como dito anteriormente, valor igual a 5 evitando-se assim o problema de ilhas.  $\lambda$  e  $\rho^2$  são, respectivamente, o coeficiente de erro escalar e o coeficiente de defasagem espacial que capta as externalidades espaciais da Taxa de crescimento sobre os municípios vizinhos.

No modelo de erro espacial o erro é modelado da seguinte forma:

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u$$

Onde  $\lambda$  é um escalar do coeficiente do erro e:

$$u \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Desta forma, o modelo de erro espacial é especificado da seguinte forma:

$$y = X \beta_i + (1 - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (6)$$

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

<sup>2</sup> Quando  $\lambda = 0$ , não há autocorrelação espacial. Por outro lado quando  $\lambda \neq 0$ , um choque que aconteça em um município espalha-se para todos os demais municípios.

É possível observar na Tabela 1 a variação populacional dos municípios baianos entre 2000 e 2010, assim como os valores de alguns indicadores para o ano de 2010. Nota-se, contudo, ao observar a referida tabela as desigualdades econômicas e sociais entre os municípios.

Em média a taxa de crescimento populacional dos municípios baianos entre 2000 e 2010 foi de (0,21%). No entanto, a amplitude desta taxa é elevada, pois, enquanto municípios apresentavam uma redução da sua população em torno de (6,0%) outros cresciam a taxas anuais em torno de (12,0%).

**Tabela 1** - Taxa de crescimento populacional dos Municípios da Bahia 2000-2010 e variáveis municipais em 2000

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
DISCAP	296.1231	168.8941	0	953.30
ESPVIDA	70.57029	1.808291	66.12	75.10
MORT1	26.01659	5.442007	14.92	40.80
TANALF	23.85808	6.0480	3.97	40.96
GINI	0.5256355	0.0469	0.39	0.71
RDPC	298.5699	101.9278	135.49	1031.78
TAGUA	76.19789	15.19129	5.90	99.71
TLUZ	94.03276	5.42066	66.15	99.87
POP2010	33613.68	136041.9	2612	2675656
IDHM	0.5939041	0.04124	0.486	0.759
IDHME	0.4818873	0.06010	0.319	0.679
PSIUP	0.81494	0.49808	0	4.46
PIND	14.43327	10.9831	3.017126	86.39939
POP2000	31343.66	123608.1	2396	2443480
ÁREA	1354.51	1992.077	32.20	16404.4
TXPOP	0.20627	1.648594	-6.445102	12.3504

**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados do PNUD (2013).

A população média dos municípios baianos em 2010 era de 33.613 habitantes. Na capital Salvador, contudo, residiam mais de 2 milhões de habitantes.

No que diz respeito ao nível de escolaridade, a dispersão desta variável entre os municípios baianos é bastante acentuada. Isto é, enquanto a média de escolaridade municipal ficava em torno de 6,9 anos, havia município com a média de quase 11 anos de estudo.

Sem destoar das demais variáveis descritas anteriormente a grande disparidade se repete quando se analisa as variáveis de infraestrutura, sociais e de renda. Por exemplo, o IDH-M apresentou uma oscilação entre 0,486 a 0,759.

A Tabela 2 apresenta em parte a matriz de correlação entre as variáveis que poderiam ser incluídas no modelo. Em virtude de teste de FIV (Fator de Inflação de Variância) para detectar possíveis efeitos de multicolinearidade dadas as altas correlações entre as variáveis, os testes não apontaram a necessidade de descartar quaisquer das variáveis.

**Tabela 2 - Matriz de correlação das variáveis municipais da Bahia: 2000**

	DISTCA P	ESPVID A	MORT1	TANALF	GINI	RDPC	TAGUA	TLUZ	POP2000	IDHM	PSIUP	PIBIND	ÁREA	ESC
DISTCA P	1,0 0													
ESPVID A	0,0 2	1,0 0												
MORT1	- 0,0 3	- 1,0 0	1,0 0											
TANAL F	0,1 7	- 0,3 7	0,3 5	1,0 0										
GINI	0,2 6	0,0 9	- 0,0 8	- 0,1 1	1,0 0									
RDPC	- 0,1 2	0,3 9	- 0,3 6	- 0,6 6	0,3 3	1,0 0								
TAGUA	- 0,1 5	0,3 9	- 0,3 8	- 0,6 1	0,0 5	0,6 7	1,0 0							
TLUZ	- 0,3 0	0,1 5	- 0,1 4	- 0,6 5	- 0,0 6	0,5 7	0,6 8	1,0 0						
POP2000	- 0,1 1	0,1 7	- 0,1 1	- 0,2 7	0,1 3	0,4 8	0,2 4	0,1 6	1,0 0					
IDHM	- 0,1 5	0,5 1	- 0,5 0	- 0,8 3	0,2 1	0,8 1	0,7 6	0,7 1	0,3 0	1,0 0				
PSIUP	- 0,0 2	0,1 5	- 0,1 4	- 0,2 7	0,0 7	0,3 0	0,3 4	0,2 6	0,0 8	0,3 3	1,0 0			
PIBIN	- 0,2 2	0,1 4	- 0,1 3	- 0,4 0	0,0 6	0,3 2	0,2 8	0,3 1	0,0 9	0,3 6	0,5 1	1,0 0		
ÁREA	0,4 7	- 0,0 4	0,0 3	0,0 9	0,3 2	- 0,0 2	- 0,0 6	- 0,2 2	0,0 3	- 0,0 9	0,0 1	- 0,0 9	1,0 0	
ESC	- 0,0 2	0,3 3	- 0,3 2	- 0,6 5	0,0 6	0,4 9	0,5 4	0,5 3	0,1 5	0,7 6	0,2 2	0,2 0	- 0,1 6	1,0 0

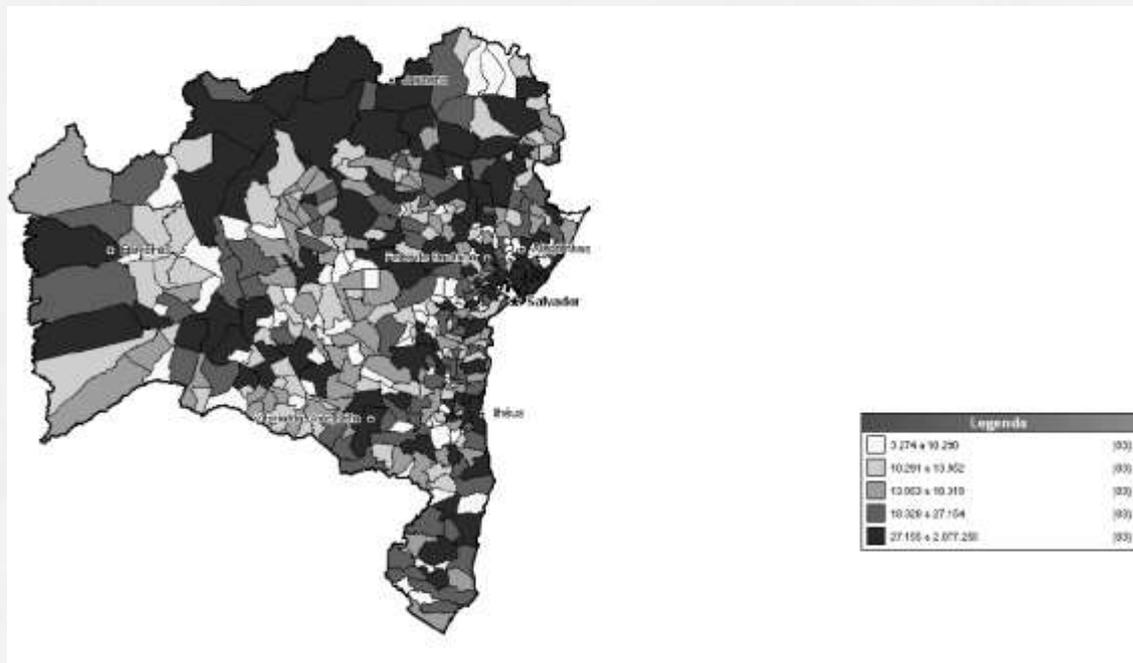
**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos dados do PNUD (2013).

Os sinais dos coeficientes de correlação se comportam similares aos encontrados por Vieira (2009) para os municípios de São Paulo com algumas diferenças nas magnitudes.

A distribuição espacial da população municipal para os anos de 2000 e 2010 pode ser vista nas figuras 1 e 2. Observam-se alguns polos populacionais como: Salvador, Feira de Santana, Alagoinhas, Ilhéus, Vitória da Conquista, Barreiras e Juazeiro. As duas figuras

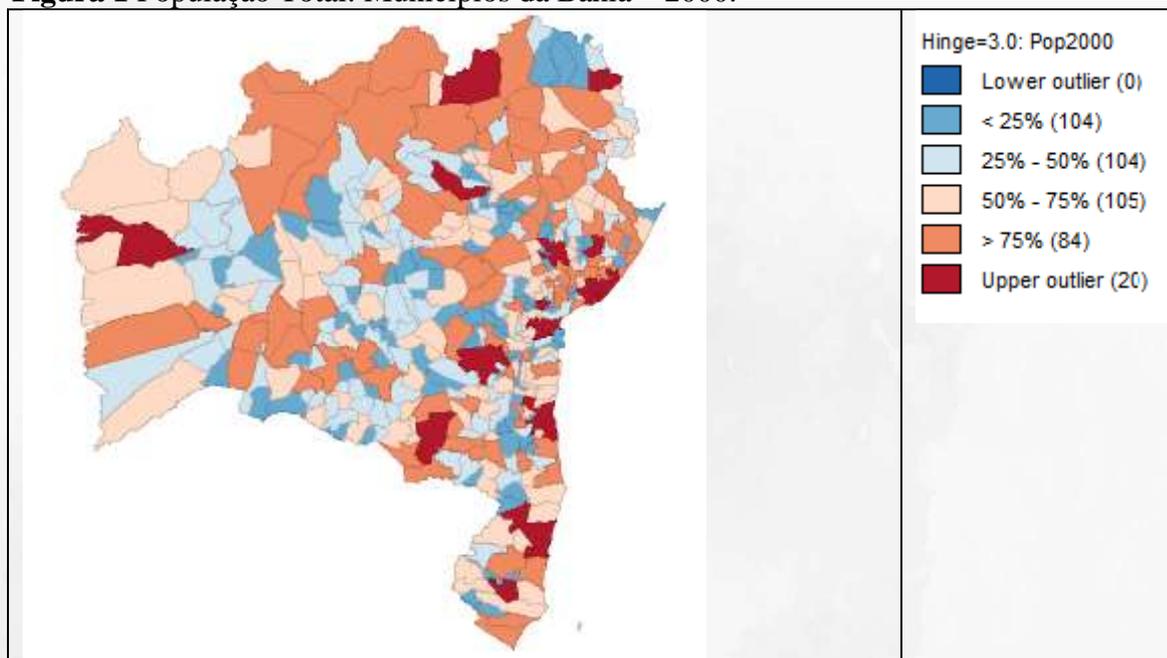
mostram, contudo que as áreas de concentração populacional não se alteram de forma significativa em termos de distribuição espacial neste período.

**Figura 1** - População Total: Municípios da Bahia – 1991.



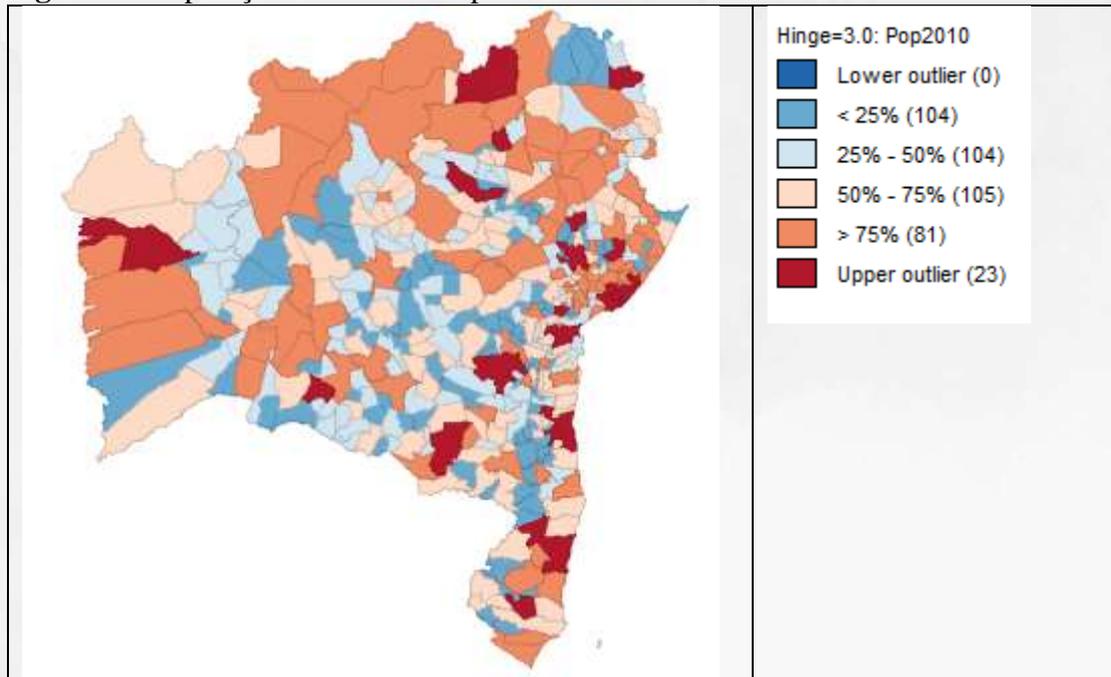
**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos Dados do Atlas do Desenvolvimento Urbano.

**Figura 1** População Total: Municípios da Bahia – 2000.



**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos Dados do PNUD (2013).

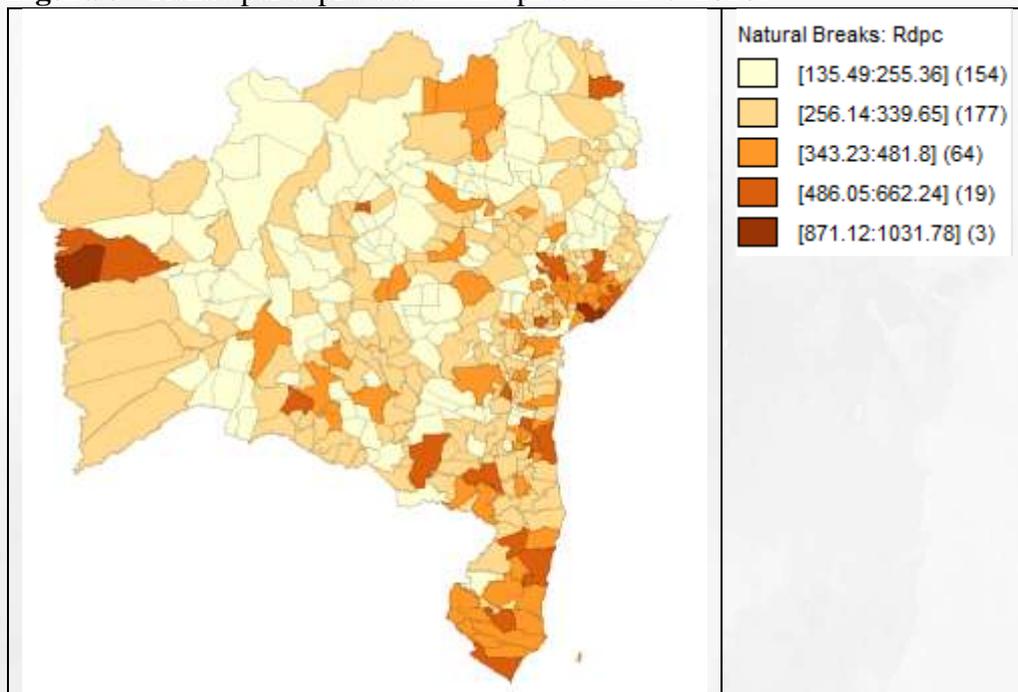
**Figura 2** - População Total: Municípios da Bahia – 2010.



**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos Dados do PNUD (2013).

A figura 3 apresenta a distribuição espacial da renda *per capita* em 2010 que é outra variável explicativa que será utilizada nas estimações. Aqui, também se observa que apesar da *renda per capita* ser baixa ainda assim ela não é distribuída uniformemente e entre os municípios baianos.

**Figura 3** - Renda per capita dos municípios baianos: 2010.

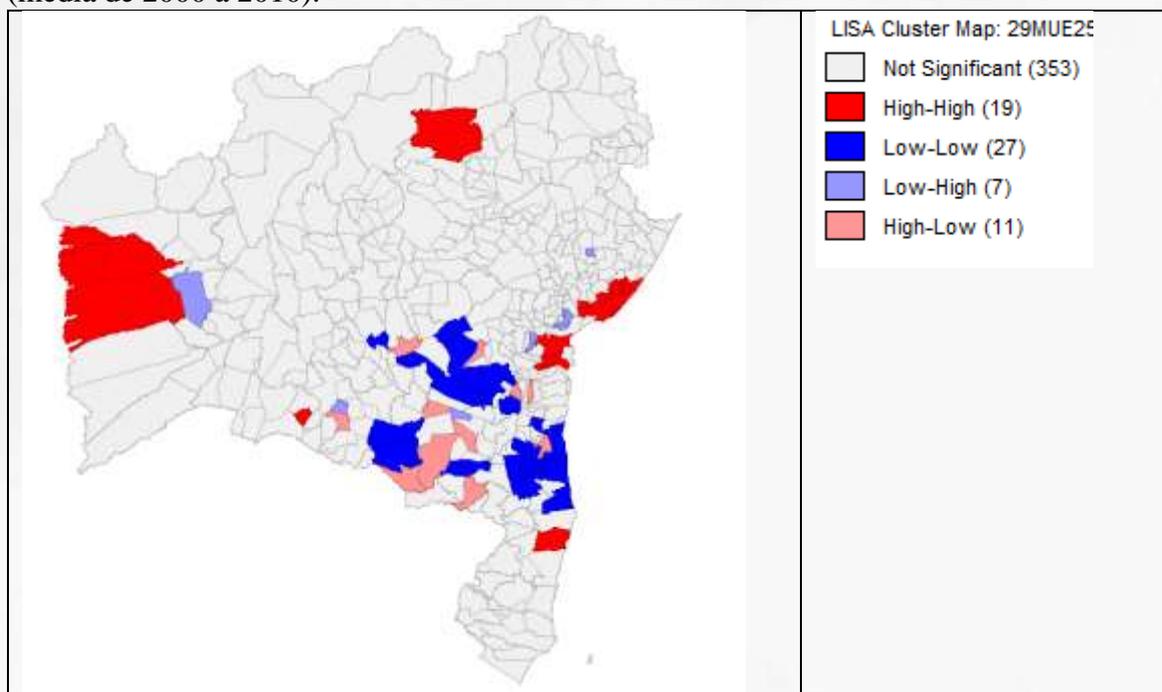


**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos dados do PNUD (2013).

Desta forma, parte-se para a análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) que permite levantar evidências mais robustas sobre a possibilidade de existência de concentrações geográficas das taxas de crescimento municipais para os municípios baianos.

A figura 4 mostra pontos de concentração de municípios com distintos padrões de crescimento. Há *clusters* nos quatro quadrantes: Alto-Alto (19 municípios), Alto-Baixo (11 municípios), Baixo-Baixo (27 municípios) e Baixo-alto (7 municípios). Destaca-se entre estes como de padrão alto-alto a região metropolitana de Salvador e mais dois no Sul do estado. A presença destes polos reforça a hipótese levantada da existência de fatores espaciais afetando a dinâmica de crescimento dos municípios baianos.

**Figura 4** - Distribuição espacial dos clusters das taxas de crescimento dos municípios baianos (média de 2000 a 2010).

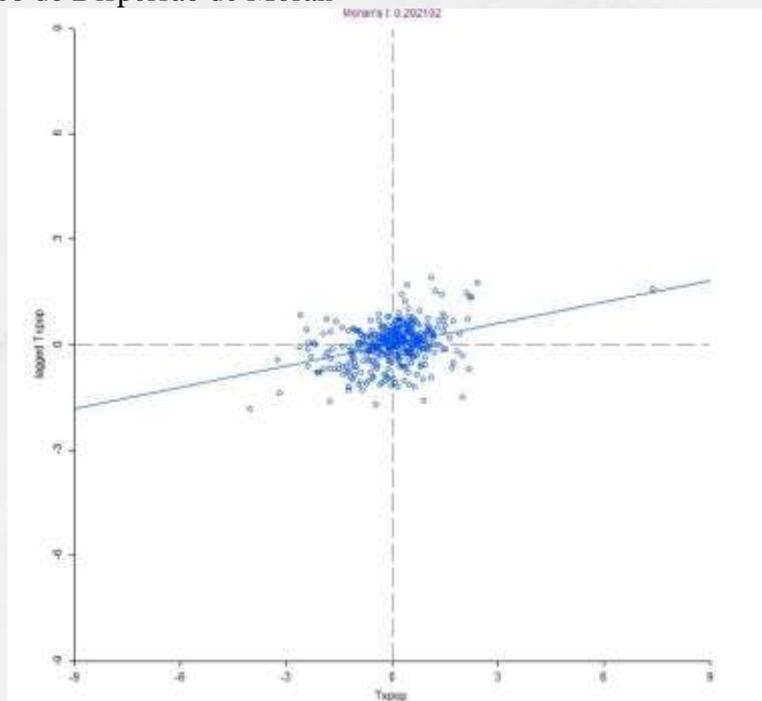


**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos dados do PNUD (2013).

A presença de clusters espaciais da dinâmica de crescimento é confirmada pelos resultados obtidos usando a metodologia LISA (Local Indicators of Spatial Association). Esta metodologia permite fazer uma análise local do padrão espacial apresentada pelos dados levando em consideração a influência espacial em determinadas regiões ao passo que em outras regiões estes agrupamentos não são estatisticamente significantes (VIEIRA, 2009).

Na figura 5 é possível observar o gráfico de dispersão de Moran. Observa-se uma indicação de padrão alto-alto, ou seja, de concentração no 1º e 3º quadrantes para uma matriz de contiguidade. O valor da estimativa da estatística de Moran é de 0,2011<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Outros testes para a estatística de Moran foram realizados, como o correlograma da estatística de Moran e a estatística de Moran sob a hipótese de aproximação normal e aleatória e em ambos confirmam a dependência espacial nas taxas de crescimento dos municípios baianos.

**Figura 5** - Gráfico de Dispersão de Moran

**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos dados do PNUD (2013).

Tendo em vista que a AEDE juntamente com a estimação da estatística de Moran apontam para a necessidade de se levar em consideração o efeito dos vizinhos na dinâmica de crescimento dos municípios baianos. Parte-se para a estimação e seleção de modelos de econometria espacial que apreendem estes efeitos.

A tabela 3 apresenta as estimações dos modelos estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Modelo com Erro Espacial (SEM) e Modelos com Lag Espacial (SLM). Os modelos espaciais foram estimados com a matriz espacial tipo k-nearest com ( $k=5$ )<sup>4</sup>.

As variáveis que foram utilizadas nos modelos foram escolhidas depois de feitos testes de FIV (Fator de Inflação de Variância) para verificar possíveis problemas de multicolinearidade em virtude da possibilidade altos valores de correlação entre as possíveis variáveis.

Através da tabela 3 observa-se que o modelo escolhido representa razoavelmente a dinâmica de crescimento dos municípios baianos. O teste para o I de Moran do modelo de MQO com a matriz k-nearest, com ( $k=5$ ), rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação espacial, indicando, portanto, a necessidade de inclusão de um parâmetro espacial. Todos os testes realizados: LM, LR, Wald mostraram-se significativos e apontam que o melhor modelo para apreender o efeito de vizinhança é o Modelo de Erro Espacial (SEM).

Ao comparar então, o Modelo SEM com o modelo estimado por MQO, percebe-se que há uma elevação de cerca de (20%)<sup>5</sup> na variação da variável dependente. Esta variação é atribuída de alguma forma pela dependência espacial. Vieira (2009) também verificou acréscimo na variação da variável dependente para os municípios paulistas, mas em menores magnitudes com outros tipos de matrizes espaciais.

Após a seleção do modelo adequado após a análise dos testes, segue-se, então, para a análise dos resultados. O coeficiente da variável  $\lnpop2000$  é significativa a (1%). Como o sinal é positivo, indica que *Coeteris paribus*, um aumento de 1% na população aumenta em 1,7% a

<sup>4</sup> Seguindo Partridge; Dan (2008) foram estimados com outros tipos de matrizes: rainha e contiguidade e de acordo com os testes realizados os que apresentaram mais robustos foram os estimados com a matriz tipo k-nearest com k igual a cinco.

<sup>5</sup> Calculado pela diferença no ajuste dos dois modelos.

taxa de crescimento dos municípios baianos. Contudo, este aumento apresenta-se como um “U” invertido uma vez que o coeficiente da variável  $\ln 2\text{pop}2000$  é significativo e apresenta sinal negativo. Dito de outra forma, a influência do tamanho da população atinge um ponto de saturação indicando efeitos desaglomerativos. Estes resultados, no entanto, são potencializados pela significância do coeficiente da variável área municipal.

**Tabela 3 - Resultados das estimações dos Modelos de Crescimento dos municípios baianos**

	OLS	LAG	ERRO
Constante	-40.6239 38.61367	-21.3599 36.84275	-20.3229 37.3019
Distcap	-0.0002 0.0005	0.0003 0.0006	0.0012** 0.0006
Espvi	0.4002 0.4557	0.1696 0.4350	-0.02390 0.4404
Mortinf	0.1211 0.1246	0.0540 0.1190	-0.0193** 0.0121
Tanalf	-0.0473* 0.0186	-0.0403* 0.0179	-0.0481* 0.0205
Gini	3.0331** 1.5354	2.8070* 1.4634	1.9787** 1.3158
Rdpc	0.0069* 0.0021	0.0069* 0.0019	0.0080* 0.0021
Tagua	0.0037 0.0075	0.0061 0.0072	0.0085** 0.0059
Tluz	0.0025 0.0072	0.0049 0.0069	0.0147** 0.0077
IDHM	1.8455 4.4052	0.0320 4.1978	-3.1855 4.3961
Esc	-0.0701 0.1225	-0.0598 0.1167	0.0915* 0.0183
Psiup	-0.2964*** 0.1801	-0.3227** 0.1718	-0.4150* 0.1705
Pind	0.0137 0.0099	0.0109 0.0095	0.0148*** 0.0102
Lnpop2000	1.9055 1.4141	1.6335 1.3476	1.7223** 1.2993
Ln2pop2000	-0.1179*** 0.0699	-0.1019 0.0666	-0.0580* 0.0340
Área	0.0001** 0.00008	0.0001 0.0004	0.0008* 0.0005
W_Txpop		0.2679835 prob(0.0000)	
R2 ajustado	0.2038	0.3588	0.3955
F-statistic	8.10208 Prob(0.004)		
AIC		1505.89	1496.94
BIC		1574.46	1561.47
(Rho):		0.267984	
(Lambda):			0.3884418
Breusch-Pagan test		117.3112	111.7858
Likelihood Ratio		Prob(0.0000)	Prob(0.0000)
Teste para dep. Espacial		7.8917 Prob(0.0049)	9.8964 Pob(0.0016)

**Fonte:** Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

**Notas:** Valor do coeficiente na 1ª linha de cada célula e do desvio-padrão na 2ª linha.

\* significativa a 1%, \*\* significativa a 5% e \*\*\* significativa a 10%.

O coeficiente da variável distância da capital foi significativo a (5%) e, de certa forma instigante, com o sinal positivo indicando que quanto mais distante da capital, tudo mais igual, maior a taxa de crescimento do município. A AEDE, contudo, já apontava para alguns polos de crescimento com padrão alto-alto fora dos domínios da região metropolitana de Salvador.

Os resultados sugerem que a participação do PIB industrial mostrou-se relevante para determinação das taxas de crescimento nos municípios baianos. Uma possível explicação é que as políticas de desconcentração espacial da atividade industrial no estado estão surtindo efeito e aponta para uma ligeira desconcentração do PIB industrial do estado em uma área específica, o polo petroquímico de Camaçari. No Estado de São Paulo que apresenta uma melhor distribuição espacial do seu parque industrial, Vieira (2009) mostrou ser a participação do PIB industrial como relevante na determinação das taxas de crescimento dos municípios paulistas.

A significância dos coeficientes da variável emprego urbano que apresenta sinal negativo é instigante. Sugere que, em parte, a taxa de crescimento dos municípios baianos no período analisado é proveniente de outras atividades tais como a agricultura e o turismo. Este resultado é corroborado com o efeito positivo da distância da capital. É possível também que estes resultados indiquem o estágio de desenvolvimento industrial no estado. Glaeser et al. (1995) também encontram estes resultados para municípios nos Estados Unidos.

O coeficiente da variável nível de escolaridade foi significativo a (1%) indicando que tudo mais igual, quanto maior o nível de capital humano maior tende a ser a taxa de crescimento do município em acordo com a literatura.

O coeficiente da variável analfabetismo apresentou-se significativo a (1%) e com o sinal negativo, como esperado. Isto é, municípios com menores taxas de analfabetismo apresentam maior crescimento. Isto sugere que o mercado de trabalho para esta faixa da população está cada vez menor.

A variável renda *per capita* mostrou-se ser importante para explicar o crescimento das cidades baianas haja vista a significância do seu coeficiente e o por apresentar o sinal positivo. Contudo, se a renda é concentrada há um efeito negativo nas taxas de crescimento como aponta o sinal da variável GINI, dado que este é significativo e positivo.

As variáveis que apreendem as condições de saúde e infraestrutura também se mostraram importantes como determinantes das taxas de crescimento.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo abordou o crescimento econômico das cidades baianas. Respalado nas teorias de crescimento econômico, nos modelos da Nova Geografia Econômica (NGE) e na aplicação de modelos de econometria espacial procurou avançar em relação aos estudos de convergência de renda prevalentes no *mainstream*. Desta forma procurou-se identificar a dinâmica de crescimento das cidades baianas assim como identificar variáveis correlacionadas com este crescimento. Também buscou identificar os efeitos de *spillovers* municipais ao incorporar parâmetros espaciais nos modelos estimados para apreender este efeito.

No geral, os resultados foram satisfatórios. A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) apontou a existência de *clusters* espaciais nos quatro quadrantes, mas com predominância no 1º e 3º quadrante. Dito de outra forma, a maioria dos *clusters* ou são do padrão Baixo-Baixo, onde municípios de com baixo crescimento afetam negativamente municípios vizinhos também com essa dinâmica. Em seguida têm-se, os *clusters* Alto-Alto, ou seja, municípios de alto crescimento afetando positivamente municípios com este padrão.

Os testes comprovaram a existência de efeitos espaciais como a estatística I de Moran. Desta forma, partiu-se para a estimação de modelos de econometria espacial. Os resultados indicaram melhor ajuste dos modelos que incorporam parâmetros espaciais corroborando com a AEDE que sugeriu a presença de *spillovers*.

Os resultados sugerem a existência de um padrão “U” invertido, ou seja, quanto maior o município maior o crescimento. Contudo, a partir de determinado patamar, esta padrão se inverte sugerindo a existência de efeitos desaglomerativos.

Em geral, em acordo com a literatura a maioria das demais variáveis explicativas apresentou o efeito esperado afetando positivamente as taxa de crescimento como a renda *per capita* e o nível de escolaridade. Em sentido contrário, isto é afetando negativamente o crescimento destacou-se a concentração de renda. Um resultado importante foi o efeito positivo da distância da capital sugerindo que há possivelmente uma desconcentração da atividade econômica fora da região metropolitana de Salvador.

## REFERÊNCIAS

- ANSELIN, L, and A. BERA. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. In A. Ullah and D.E. Giles (Eds), **Handbook of Applied Economic Statistics**. New York: Marcel Dekker, pp.237-89, 1998.
- DIXIT, A. K., and J. E. STIGLITZ. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. **American Economic Review**, 67(3), 297-308, 1977.
- FINGLETON, B. and J. Le GALLO. Estimating spatial models with endogenous variables, a spatial lag and spatially dependent disturbances: finite sample properties. **Papers in Regional Science** 87(3): 319-339, 2008.
- FUJITA, M.; THISSE, J.F. **Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth**. Cambridge University, 2002.
- FUJITA, M. et al. **The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade**. MIT Press: Cambridge, 1999.
- GLAESER, E. L. et al. et al. Economic growth in a cross-section of cities. **Journal of Monetary Economics**, v.36, p.117-43, 1995.
- JUSTO, W.R. et al. Os determinantes da migração e da migração de retorno intermunicipal no Brasil. **Anais: XXVIII Encontro Nacional de Economia**. ANPEC: Salvador, 2010.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of political economy**, v.99, n.3, p.483-499, 1991.
- LeSAGE, J. e PACE, R.K. **Introduction to spatial econometrics**. New York: Champain & Hall/CRC, 2009.
- LUCAS, R.A. On the mechanics of Economic Developing. **Journal of Monetary Economics**, v.12, p.3-42, 1988.
- MANKIW, G., ROMER, D., WEIL, D. 1992. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, 107, 407-437.

MARSHALL, A. (1920) **Princípios de economia**. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

OLIVEIRA, C. A. Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do Estado do Ceará, In: **Anais do X Encontro Regional de Economia do Nordeste**, Fortaleza, 2005.

PACHECO, A. I., and TYRRELL, T. J. Testing spatial patterns and growth spillover effects in clusters of cities. **Journal of Geographical Systems**, 4, p.275–285, 2002.

PARTRIDGE, M. and R.S. DAN. Distance from urban agglomeration economies and rural poverty. **Journal of Regional Science** 48(2):285-310, 2008.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v.94, p.1002-037, 1986.

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

SILVA JÚNIOR, D. **Aglomeração e desenvolvimento: evidências para municípios brasileiros**. Dissertação (mestrado), FEA/USP, São Paulo, 2007.

SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento e *spillovers*: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. **Revista Econômica do Nordeste**, v.32, N.ESP, p.524-45, Fortaleza, 2001.

VIEIRA, R. de SOUZA. **Crescimento econômico no Estado de São Paulo: uma análise espacial**. São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009.