

## **Economia Regional e Agrícola**

### **ANÁLISE ESPACIAL DA EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO NOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO NORDESTE**

**Alexandre Rodrigues Loures**

Doutorando em Economia pelo PPGE-UFPB  
alexandre.loures@ymail.com

**Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins**

Mestrando em Economia pelo PPGE-UFPB  
Telefone: (83) 9924 - 4341  
julyanlink@hotmail.com

**Magno Vamberto Batista da Silva**

Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE  
Professor adjunto do Departamento de Economia UFPB e do PPGE-UFPB  
magnobs@yahoo.com

**Stélio Coêlho Lombardi Filho**

Mestrando em Economia pelo PPGE-UFPB  
stelio.filho@hotmail.com

## ANÁLISE ESPACIAL DA EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO NOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO NORDESTE

### Resumo

O objetivo do presente estudo é avaliar a dependência espacial da evolução do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), no nordeste brasileiro, entre 2000 e 2010, buscando identificar padrões de *clusters* de alto e baixo crescimento e, assim, verificar se a evolução desse indicador está sujeita à interação espacial. Além disso, procura-se analisar a ocorrência ou não de convergência a nível municipal, isto é, se municípios com valores menores do IDHM em 2000 tiveram um crescimento mais elevado desse índice do que municípios com valores maiores para o mesmo ano. Inicialmente, foi realizada uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para verificar a hipótese de aleatoriedade espacial global da evolução do IDHM, cujo instrumental empregado foi a estatística *I* de Moran. Essa demonstrou que o modelo a-espacial, modelo clássico de regressão linear, estimado por erros-padrões robustos, é ineficiente para tratar da dependência espacial presente na evolução do IDHM. Sendo assim, optou-se por fazer uso de modelos econométricos-espaciais. A análise dos resultados do modelo de Defasagem Espacial (SAR), do modelo de Erro Espacial (SEM) e do modelo de Defasagem e Erro Espacial (SAC) indicou que este último é o mais apropriado para avaliar a taxa de crescimento do IDHM na região Nordeste. Os resultados obtidos com o modelo SAC demonstraram haver um processo de  $\beta$  convergência do IDHM e que parte da taxa de crescimento desse índice, entre 2000 e 2010, foi explicada pelas variáveis de bem-estar urbano.

**Palavras-Chave:** IDHM; Nordeste;  $\beta$  convergência; Modelos Espaciais.

### Abstract

*The aim of this study is to evaluate the spatial dependence of the evolution of the Municipal Human Development Index (MHDI) in Brazilian northeast, between 2000 and 2010, seeking to identify patterns of clusters of high and low growth, and thus verify if the evolution of this indicator is subject to spatial interaction. Furthermore, it was analyzed the occurrence of convergence at municipal level, i.e., if municipalities with lower values of MHDI in 2000 had a higher growth rate than those with higher values for the same year. Initially, it was performed an Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) to verify the hypothesis of global spatial randomness of evolution of the MHDI, using the Moran's *I* statistic. This demonstrated that the non-spatial model, the classical linear regression model estimated using robust standard errors, is inefficient to treat the spatial dependence in the evolution of the MHDI. Thus, it was chosen to make use of spatial-econometric models. The results of the spatial lag model (SAR), the spatial error model (SEM) and the Lag and Spatial Error (SAC) model indicated that the latter is more appropriate to evaluate the growth rate of the region MHDI northeast. The results obtained with the SAC model showed that there was a process of convergence of  $\beta$  MHDI and that part of the growth rate of this index between 2000 and 2010 was explained by the variables of urban welfare.*

**Keywords:** MDHI; Northeast;  $\beta$  convergence; Spatial Models.

**JEL:** O15; C21; R10.

## 1. Introdução

O Nordeste tem o segundo maior contingente populacional entre as regiões brasileiras e apresenta historicamente os piores indicadores de desenvolvimento social. Tanto em comparação às outras regiões quanto entre os próprios estados que o compõe, percebe-se uma elevada heterogeneidade marcada por ilhas de desenvolvimento e regiões extremamente atrasadas.

Segundo Carvalho (2008), embora cresça a taxas superiores à média nacional desde a década de 1970, o crescimento do Nordeste foi baseado numa visível concentração geográfica de pessoas, renda, investimentos e infraestrutura nas principais cidades, localizadas em sua maioria nas regiões metropolitanas das capitais. A partir dos anos 2000, no entanto, esse crescimento parece estar aliado a uma sensível diminuição das desigualdades sociais e melhorias na distribuição de renda.

Com o crescente distanciamento dos conceitos de crescimento e desenvolvimento econômico, foi criado, em 1990, pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) um indicador de desenvolvimento humano baseado nas variáveis renda, expectativa de vida ao nascer e educação, sendo constituído por 5 faixas: muito baixo (0 a 0,499), baixo (0,500 a 0,599), médio (0,600 a 0,699), alto (0,700 a 0,799) e muito alto desenvolvimento humano (0,800 a 1). Embora simplificado, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) vem sendo amplamente utilizado para analisar diferenças de qualidade de vida humana em diferentes países. Inicialmente criado para fazer comparações entre nações, o indicador também vem sendo usado para medir o desenvolvimento de entidade subnacionais, como estados e municípios, mediante metodologia um pouco diferente da que é utilizada a nível nacional.

Ao avaliar a evolução do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) desde 1991, percebe-se que de modo geral houve uma melhora desse indicador no Brasil. De fato, é possível notar significativas evoluções associadas aos seus três componentes nas últimas décadas, que resultam de mudanças que incluem a estabilização econômica, crescimento da renda, diminuição do analfabetismo, elevação da escolaridade média, diminuição das taxas de mortalidade precoce e acesso a serviços de saúde. Segundo o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013 (PNUD), o IDHM cresceu 47,5% entre 1991 e 2010. A classificação geral no Brasil saiu de “muito baixo” (0,493) para “alto” desenvolvimento humano (0,727).

No entanto, vale ressaltar que essa é uma média nacional que esconde fortes disparidades. O país é caracterizado por discrepâncias regionais que podem ser percebidas pelos últimos resultados do índice: embora o Nordeste apresente juntamente com a região Norte a maior elevação no quesito renda, cerca de 61,3% de seus municípios situam-se na faixa de “baixo desenvolvimento humano”. De fato, a qualidade de vida evoluiu bastante nos últimos anos, mas o Nordeste ainda está aquém da média nacional e das outras macrorregiões.

Analisando a distribuição do índice ao longo das regiões, é notório um forte efeito espacial nos resultados. Em geral, conclui-se que regiões com elevado IDHM estão rodeadas por regiões com elevado IDHM e regiões com baixo IDHM rodeadas por regiões de baixo IDHM. É natural supor que os processos econômico-sociais que acabam influenciando nos resultados do índice atendam à Primeira Lei da Geografia<sup>1</sup>, isto é, o papel da proximidade física no surgimento da interação espacial entre fenômenos não deve ser descartada. Dessa forma, é de suma importância detectar a interação espacial que influencia no resultado do IDHM mediante a dependência entre as regiões, resultado da interação e fluxo de renda, informação, pessoas, bens e serviços.

---

<sup>1</sup> “Todas as coisas são parecidas, mas coisas mais próximas se parecem mais que coisas mais distantes” (Tobler, 1970) *apud* Almeida (2012)

Tendo em vista os fatores acima expostos, este trabalho procura avaliar a dependência espacial da evolução do IDHM, entre 2000 e 2010, na região Nordeste. O intuito é detectar um padrão de dependência espacial na evolução desse índice, ou seja, localizar padrões de *clusters* de alto e baixo crescimento, e constatar se de fato a evolução do indicador está sujeita à interação espacial. Além disso, busca-se também verificar se houve convergência a nível municipal, isto é, se os municípios mais atrasados tiveram uma maior evolução do IDHM nessa última década, em comparação aos municípios que possuíam um índice mais elevado.

Primeiramente, realizar-se-á uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) mediante o uso de matriz de contiguidade<sup>2</sup> e de medidas de autocorrelação espacial global e local. Posteriormente, serão estimados modelos econométricos-espaciais e analisados os resultados do modelo que melhor explica o crescimento do IDH municipal da região, no período em estudo. Nos modelos, serão também incluídas variáveis associadas à composição setorial da força de trabalho e variáveis *proxies* para bem-estar urbano, tais como acesso a serviços públicos de água encanada e coleta de lixo.

Juntamente com essa introdução, o presente artigo possui seis seções. Na próxima seção, será feita uma breve discussão sobre os conceitos de convergência. Na seção seguinte, será apresentada a revisão da literatura. Na seção subsequente, serão expostos os procedimentos metodológicos adotados e a descrição da base de dados utilizada. Em seguida serão discutidos os resultados alcançados, e, por fim, serão feitas as considerações finais.

## 2. Conceitos de convergência

A questão da convergência desempenha fundamental importância nas análises de crescimento econômico neoclássicas. Como referências essenciais acerca dessa temática, é possível destacar os trabalhos de Baumol (1986), Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw, Romer e Weil (1992).

No modelo de Solow (1956), a hipótese de convergência já estava presente, decorrente da premissa de que quanto menor o estoque de capital por trabalho efetivo de uma economia, maior sua taxa de crescimento. Mais especificamente, a dinâmica do modelo implica que economias fechadas, com mesma função de produção e valores idênticos para as taxas de poupança, depreciação, crescimento populacional e progresso tecnológico, terão os mesmos valores de capital e produto por trabalho efetivo no estado estacionário. Entretanto, aquelas que tiverem menores estoques iniciais de capital e produto apresentarão taxas de crescimento mais elevadas. Dessa forma, costuma-se dizer que esse modelo adota a chamada hipótese de convergência absoluta, que postula que economias pobres tendem a crescer mais rapidamente que economias mais desenvolvidas (ROMER, 2012; BARRO e SALA-I-MARTIN, 2003).

Mankiw, Romer e Weil (1992) argumentam que o modelo de Solow não prevê convergência absoluta, mas sim convergência condicional, uma vez que seria preciso levar em consideração as peculiaridades de cada economia em termos de taxa de poupança, crescimento populacional, preferências, etc. De acordo com essa nova concepção, a taxa de crescimento de uma dada economia estaria positivamente relacionada com a distância entre seu nível de produto inicial e seu nível de produto de estado estacionário.

Segundo Barro e Sala-i-Martin (2003), dois conceitos de convergência são frequentemente abordados na literatura sobre crescimento econômico: a  $\beta$  convergência e a  $\sigma$  convergência. O conceito de  $\beta$  convergência é empregado para verificar se países ou regiões pobres tendem a crescer mais rapidamente, de modo a alcançar os níveis de produto *per capita* de países ou regiões desenvolvidas. Tendo em vista o que foi explicado anteriormente,

---

<sup>2</sup> Neste trabalho será usada a matriz de contiguidade binária padronizada do tipo Rainha (*Queen*).

é possível classificar a  $\beta$  convergência em dois tipos: a  $\beta$  convergência absoluta e a  $\beta$  convergência condicional. Já o conceito de  $\sigma$  convergência refere-se à redução da dispersão do produto *per capita* entre economias, ao longo do tempo.

Barro e Sala-i-Martin (2003) também ressaltam que a convergência é mais provável de ser observada entre regiões de um mesmo país, ao invés de entre países distintos. Os autores argumentam que as diferenças tecnológicas e institucionais tendem a ser menores para esse primeiro grupo, já que esse possui aspectos culturais mais similares, bem como está sujeito ao mesmo governo central e aparato jurídico.

Considerando os argumentos acima, um dos objetivos desse artigo será buscar evidências acerca de uma possível  $\beta$  convergência condicional do IDHM nos municípios nordestinos, entre 2000 e 2010.

### 3. Revisão da literatura

Na literatura, são poucos os trabalhos dedicados a análise espacial do IDH. Esta seção busca referenciar os principais trabalhos que avançaram nessa temática.

Batella e Diniz (2006), com base em análises estatísticas e mapeamento coroplético, compararam os IDHM's de 1991 e 2000, juntamente com seus componentes, entre as diversas classes de cidades mineiras. As análises foram feitas a partir da utilização de estatísticas descritivas, visando conhecer melhor a distribuição e o comportamento espacial do IDHM em Minas Gerais. Por fim, mapeou-se esses índices e seus componentes com o intuito de visualizar e analisar a distribuição espacial dessa variável. Os resultados estatísticos mostram que o IDHM representa a heterogeneidade de Minas Gerais, sendo que as cidades médias apresentaram um crescimento da qualidade de vida mais acelerado do que as cidades que ocupam posições mais elevadas na hierarquia urbana, na última década.

Costa *et al.* (2007) buscaram analisar a dependência espacial do desenvolvimento humano no Rio Grande do Norte, verificando o comportamento do IDHM nas seguintes dimensões: educação, longevidade e renda per capita. A metodologia empregada para detecção da dependência espacial do IDHM foi a estatística do Índice de Moran Global e Local, que calcula a autocorrelação espacial. Os resultados indicaram haver uma dependência espacial nos municípios potiguar para os indicadores do IDHM, confirmando que a localização geográfica tem importante papel no desenvolvimento do estado.

Rocha e Guiginski (2008) propuseram uma nova metodologia para se calcular o IDH, objetivando verificar a existência de padrões espaciais significativos e a formação de padrões de associação local municipais. Com relação ao IDH, incluíram na dimensão educação as taxas de pelo menos quatro e oito anos de ensino. Já para a análise exploratória dos dados espaciais, empregou-se a Autocorrelação Global Univariada e Multivariada, através do *I* de Moran. Os resultados demonstram a existência de tendência crescente de agrupamentos espaciais significativos de municípios com desenvolvimento elevado, e agrupamentos de municípios com baixo nível de desenvolvimento humano.

Cavalcante *et al.* (2010) buscaram constatar se houve diminuição das desigualdades no IDH dos municípios acreanos, entre 1991 e 2000. Mais especificamente, os autores procuraram verificar se houve diminuição das disparidades socioeconômicas, de tal modo que isso levasse a um processo de convergência do referido índice, bem como determinar a magnitude desse processo e o tempo necessário para os municípios alcançarem o estado estacionário. Tal estudo fez-se necessário em virtude das diferenças observadas nos indicadores econômicos, sociais e geográficos, entre os municípios do estado.

Para a realização dessa pesquisa, os autores utilizaram dois testes de convergência, a saber: o teste de Drennan e Lobo (1999) e o teste de Quah (1993). Os resultados da abordagem de Drennan e Lobo indicaram que, dos 22 municípios do Acre, 14 apresentaram IDH superior à média estadual e 8 apresentaram IDH inferior. Desses 14, 7 exibiram taxa de

crescimento do índice inferior à média estadual, tendo esses convergidos para a referida média, enquanto que 7 exibiram taxa crescimento superior, divergindo para cima. Dos 8 municípios que apresentaram IDH inferior à média estadual, 5 exibiram taxa de crescimento superior à média, convergindo para a mesma. Dessa forma, os autores concluíram que não houve  $\beta$  convergência absoluta entre os municípios acreanos no período estudado. Com relação aos resultados do teste de convergência de Quah, esses indicaram que se os municípios mantiverem a mesma dinâmica do período analisado, então eles devem se dirigir a um único estado estacionário, indicando uma hipótese de  $\beta$  convergência absoluta no longo prazo (54 anos).

Lorena, Bergamaschi e Leite (2011) a fim de compreenderem melhor o comportamento espacial do IDHM do Espírito Santo, analisaram a dependência e/ou semelhança espacial entre os municípios desse estado. Para o cálculo da correlação espacial entre as variáveis, foi utilizado o Índice de Moran Global e Local. Esse trabalho mostrou haver uma dependência espacial para as dimensões longevidade, renda e PIB no Espírito Santo. A região metropolitana, bem como o noroeste do estado, foram as regiões que, para as três variáveis em análise, possuem os maiores índices de correlação entre os municípios, caracterizando a existência de agrupamentos regionais bem distintos.

Reis e Almeida (2012) verificaram o comportamento das disparidades do IDH entre as microrregiões do Brasil, no período de 1970 a 1991. Através de procedimentos de econometria espacial, os autores buscaram evidências acerca de uma possível  $\beta$  convergência absoluta desse indicador. Primeiramente, foi realizada uma AEDE, em que se adotou uma matriz de peso espacial com três vizinhos mais próximos. O resultado da estatística  $I$  de Moran indicou que a taxa de crescimento do IDH apresenta autocorrelação espacial positiva, ou seja, “microrregiões cuja taxa de crescimento do IDH são superiores (inferiores) à média são, também, vizinhas de microrregiões que exibem o mesmo comportamento” (REIS e ALMEIDA, 2012). Após a estimação de vários modelos, aquele que melhor se ajustou aos dados foi o Modelo Durbin Espacial (SDM) estimado por Variáveis Instrumentais (VI), que permitiu captar impactos de alcance global e local. Os resultados do modelo corroboraram a hipótese de convergência absoluta do IDH, isto é, microrregiões com níveis de IDH baixo em 1970 apresentaram taxas de crescimento mais elevadas que microrregiões com IDH alto.

## 4. Metodologia

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

Para testar a hipótese de que a evolução do IDHM apresenta aleatoriedade espacial global, será utilizada uma medida de associação linear espacial, a estatística  $I$  de Moran. Tal estatística baseia-se em três medidas: uma medida de autocovariância, uma medida de variância e uma matriz de ponderação espacial.

Moran (1948) utilizou um coeficiente de autocorrelação espacial, usando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado, com a matriz de ponderação espacial normalizada na linha. Matricialmente, a estatística é apresentada abaixo:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (1)$$

em que  $n$  é o número de cidades analisadas,  $z$  é um vetor que denota os valores da variável de interesse padronizada,  $Wz$  representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos mediante uma matriz de ponderação espacial  $W$ .

Testa-se a hipótese nula de aleatoriedade espacial, em que o valor esperado da estatística  $I$  de Moran é de  $-\left[\frac{1}{(n-1)}\right]$ , que é o valor obtido quando não há padrão espacial nos dados. Na prática, a estatística aproxima-se bastante de zero quando  $n \rightarrow \infty$ , de modo que valores positivos que excedem  $I$  indicam autocorrelação espacial positiva, enquanto que valores negativos indicam autocorrelação espacial negativa. Isso quer dizer que quando há autocorrelação positiva, os dados estão concentrados através das regiões (similaridade). Por outro lado, quando há autocorrelação negativa, os dados estão dispersos espacialmente (dissimilaridade), sendo que a força de concentração e dispersão é dada pelo valor absoluto da estatística.

No entanto, muitas vezes padrões espaciais locais podem ser ofuscados por padrões espaciais globais, pois é natural nas pesquisas sociais aplicadas não se encontrar homogeneidade das variáveis no espaço. Com isso, determinadas localidades podem apresentar comportamento diferente do conjunto total de regiões envolvidas na área de estudo (ALMEIDA, 2012). Tendo isso em mente, será empregado o  $I$  de Moran local, que ao decompor o  $I$  global permite capturar especificidades locais como *clusters* e *outliers*. Dado que  $z_i = y_i - \bar{y}$  e  $z_j = y_j - \bar{y}$ , tem-se que algebricamente a estatística é dada por:

$$I_i = n \frac{z_i \sum_j^n w_{ij} z_j}{\sum_j^n z_j^2} \quad (2)$$

#### 4.2. Modelo econométrico

O que diferencia a econometria espacial da econometria tradicional é que nessa primeira os dados utilizados apresentam dependência e transbordamento espacial, que podem ser capturados mediante modelagem. Tradicionalmente, em um modelo de regressão múltipla uniequacional, tem-se variáveis independentes utilizadas para explicar o comportamento de uma dada variável dependente. No entanto, constatado a existência de dependência espacial, a não inclusão de uma variável que capture esse efeito ocasiona estimativas inconsistentes ou ineficientes. A grande questão ao realizar modelagens espaciais é identificar o tipo de transbordamento presente e qual o modelo mais apropriado para capturar esse processo.

Existe na literatura uma gama de processos espaciais globais, locais e mistos, que especificam modelos apropriados para cada caso. Nos modelos de alcance global pode-se destacar o modelo de Defasagem Espacial (ou SAR – *Spatial Auto Regressive*), o modelo de Erro Autorregressivo Espacial (também conhecido como modelo de Erro Espacial ou SEM – *Spatial Error Model*) e o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial.

No modelo SAR, tem-se que a variável dependente da região  $i$  está correlacionada espacialmente com o valor da variável dependente na região  $j$ , que tem esse transbordamento capturado em  $\rho$  mediante defasagem espacial da variável dependente  $Wy$ . Nesse caso, o sinal e magnitude de  $\rho$  definirá o tipo e força desse transbordamento. A restrição que se admite sobre o modelo é que  $|\rho| < 1$ .

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

Por outro lado, o modelo SEM surge da incapacidade de se modelar toda a fonte de dependência espacial oriunda do processo estocástico gerador dos dados espaciais. A parte da dependência não modelada se manifesta no padrão do erro aleatório entre regiões vizinhas, de forma que os erros não sejam autocorrelacionados espacialmente (DARMOFAL, 2006). Dessa forma, tem-se que:

$$y = X\beta + \xi \quad (5)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (6)$$

Para fins de estimação por Máxima Verossimilhança, é necessária a seguinte transformação:

$$y = X\beta + (\lambda W\xi + \varepsilon)^{-1}\varepsilon \quad (7)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (8)$$

De modo que  $|\lambda| < 1$ , o que garante que o efeito de propagação do choque diminua a medida que se afasta de seu epicentro.

Por último, o modelo Misto de Alcance Global (SAC) abarca os dois tipos de transbordamento apresentados acima em uma única equação:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \xi \quad (9)$$

$$\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (10)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (11)$$

Nesse modelo, os parâmetros  $|\rho| < 1$  e  $|\lambda| < 1$  garantem uma diluição do transbordamento à medida que há um distanciamento da região do choque.

### 4.3. Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho são de origem secundária, disponíveis no *site* do IPEAGEO. Os dados em corte transversal estão disponíveis a nível municipal e constituem-se principalmente de estatísticas oriundas de pesquisas dos Censos Demográficos do IBGE, para os anos de 2000 e 2010, contemplando os 1793 municípios da região Nordeste.

As variáveis independentes utilizadas no modelo são referentes ao ano 2000. Será usada essa metodologia, pois ao analisar a taxa de crescimento do IDH municipal regredido às variáveis explicativas do período base, busca-se evitar possíveis problemas de endogeneidade, bem como destacar de que forma a evolução do IDHM entre 2000 e 2010 está condicionada aos valores que as variáveis assumem no início da década. As variáveis utilizadas na pesquisa encontram-se descritas no quadro abaixo:



**Quadro 1 – Variáveis da pesquisa**

Variáveis	Variável dependente
Taxa de crescimento do IDHM	Taxa de crescimento do índice de desenvolvimento humano municipal entre 2000 e 2010.
	<b>Variáveis explicativas</b>
IDHM do ano 2000	Variável que será usada para analisar a possível convergência do índice.
Trabalho no setor Agropecuário	Percentual de ocupação da força de trabalho, com mais de 18 anos de idade, trabalhando no setor agropecuário.
Trabalho no setor Industrial	Percentual de ocupação da força de trabalho, com mais de 18 anos de idade, trabalhando no setor da indústria de transformação.
Trabalho no setor de Serviços	Percentual de ocupação da força de trabalho, com mais de 18 anos de idade, trabalhando no setor de serviços.
Coleta de lixo	Percentual da população que tem acesso a coleta regular de lixo doméstico.
Água encanada	Percentual da população que tem acesso a água encanada e banheiro domiciliar.
Energia elétrica	Percentual da população que tem acesso à energia elétrica domiciliar.
<i>Dummies</i> estaduais	Serão criadas <i>dummies</i> para cada estado da região. O objetivo é tentar captar alguma diferença na taxa de crescimento do IDHM de cada estado em relação ao estado da Bahia, que servirá de base de comparação.

Fonte: Elaboração dos autores.

Primeiramente, será estimado o modelo a-espacial e testado a autocorrelação espacial dos seus resíduos. Havendo significância estatística do *I* de Moran, estimam-se os modelos espaciais globais. Posteriormente, através dos resultados dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (BIC), da função de verossimilhança (LIK) e autocorrelação espacial dos resíduos, serão analisados os resultados do modelo mais apropriado para analisar a taxa de crescimento do IDHM no Nordeste, entre 2000 e 2010.

## 5. Análise dos resultados

### 5.1. Estatísticas descritivas

A taxa de crescimento do IDHM entre os municípios do Nordeste, no período de estudo varia de 11,69% a 149,51%. Em média, o índice na região cresceu 41,68%, com desvio-padrão de 13,52%. Além disso, pode-se perceber na Tabela abaixo que a média de crescimento da variável aproxima-se bastante da mediana, e que três quartos dos municípios cresceram até aproximadamente 48,3%.

**Tabela 1 – Taxa de crescimento do IDHM (%)**

	Percentil
1%	17,28
5%	23,52
10%	26,57
25%	32,69
50%	39,82
75%	48,29
90%	58,08
95%	66,25
99%	83,92

**Fonte:** Elaboração dos autores a partir dos dados do IPEAGEO

Analisando-se os maiores crescimentos do IDHM no período considerado, verifica-se que 17 das 20 maiores taxas são de municípios que estão no estado do Piauí. De uma forma geral, constata-se que embora alguns municípios tenham mais que dobrado o seu IDHM, esses ainda estão numa situação considerada de baixo desenvolvimento humano. Mesmo aqueles que apresentaram extraordinárias taxas de crescimento, como Caxingó, Cocal dos Alves, Betânia do Piauí, e São Francisco de Assis do Piauí, não conseguiram sair do extrato de muito baixo desenvolvimento humano.

Por outro lado, os 20 menores crescimentos concentram-se em Pernambuco e Rio Grande do Norte. Além de Recife, também se encontram outras quatro capitais: Fortaleza, São Luís, Salvador e Natal. Percebe-se que, diferentemente dos municípios que apresentaram as maiores taxas de crescimento, esse grupo encontrava-se em 2000 em uma situação mais privilegiada: com exceção de Senador Georgino no Rio Grande do Norte, todos estavam numa faixa de baixo ou médio desenvolvimento; e embora com baixo crescimento do IDHM no decênio, boa parte fixou-se na faixa de alto desenvolvimento humano como Fortaleza, Caicó e Fernando de Noronha.

**Tabela 2 – As 20 maiores taxas de crescimento do IDHM (%)**

<b>Estado</b>	<b>Cidade</b>	<b>IDHM 2000</b>	<b>IDHM 2010</b>	<b>Cresc. IDHM</b>
PI	Aroeiras do Itaim	0,208	0,519	149,51%
PI	Guaribas	0,214	0,508	137,38%
PI	Novo Santo Antônio	0,246	0,528	114,63%
PI	São Francisco de Assis do Piauí	0,241	0,485	101,24%
PI	Dom Inocêncio	0,279	0,549	96,77%
PI	Campo Alegre do Fidalgo	0,277	0,537	93,86%
PI	Wall Ferraz	0,282	0,544	92,90%
PI	Acauã	0,274	0,528	92,70%
PI	Capitão Gervásio Oliveira	0,288	0,553	92,01%
PI	Bela Vista do Piauí	0,301	0,576	91,36%
MA	Santana do Maranhão	0,267	0,510	91,01%
PI	Betânia do Piauí	0,257	0,489	90,27%
PI	Cocal dos Alves	0,264	0,498	88,63%
PI	Caraúbas do Piauí	0,272	0,505	85,66%
PI	Brejo do Piauí	0,278	0,515	85,25%
PI	Morro do Chapéu do Piauí	0,297	0,550	85,18%
BA	Mirante	0,286	0,527	84,26%
PI	Queimada Nova	0,280	0,515	83,92%
BA	Bom Jesus da Serra	0,298	0,546	83,22%
PI	Caxingó	0,267	0,488	82,77%

**Fonte:** Elaboração dos autores a partir dos dados do IPEAGEO

**Tabela 3 – As 20 menores taxas de crescimento do IDHM (%)**

Estado	Cidade	IDHM 2000	IDHM 2010	Cresc. IDHM
RN	Carnaúba dos Dantas	0,590	0,659	11,69%
PE	Paulista	0,648	0,732	12,96%
PE	Olinda	0,648	0,735	13,42%
PE	Fernando de Noronha	0,694	0,788	13,54%
PE	Jaboatão dos Guararapes	0,625	0,717	14,72%
PE	Ilha de Itamaracá	0,569	0,653	14,76%
RN	Natal	0,664	0,763	14,90%
CE	Fortaleza	0,652	0,754	15,64%
RN	Caicó	0,613	0,710	15,82%
BA	Salvador	0,654	0,759	16,05%
RN	Pau dos Ferros	0,584	0,678	16,09%
RN	Jardim do Seridó	0,571	0,663	16,11%
PE	Itacuruba	0,510	0,595	16,66%
MA	São Luís	0,658	0,768	16,71%
RN	Cruzeta	0,560	0,654	16,78%
PE	Recife	0,660	0,772	16,96%
RN	Timbaúba dos Batistas	0,546	0,640	17,21%
RN	Senador Georgino Avelino	0,486	0,570	17,28%
MA	Paço do Lumiar	0,617	0,724	17,34%
RN	São José do Seridó	0,588	0,694	18,02%

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do IPEAGEO

## 5.2. Dependência espacial global e local

Para testar a hipótese nula de aleatoriedade espacial da taxa de crescimento do IDHM, foi utilizado o teste de autocorrelação espacial *I* de Moran Global. O resultado positivo e significativo da estatística (ver Tabela 4) permite concluir que há fortes indícios de dependência espacial positiva nessa variável, ou seja, cidades que tiveram altas taxas de crescimento do IDHM no período, em geral, estão próximas de cidades que também tiveram elevadas taxas de crescimento do índice. Do mesmo modo, cidades que tiveram baixas taxas de crescimento do indicador, estão rodeadas por cidades que tiveram baixas taxas de crescimento no período considerado.

**Tabela 4 – *I* de Moran Global**

Indicador	Valor da Estatística	<i>p</i> -valor
Taxa de Crescimento do IDHM	0,362135	0,0000

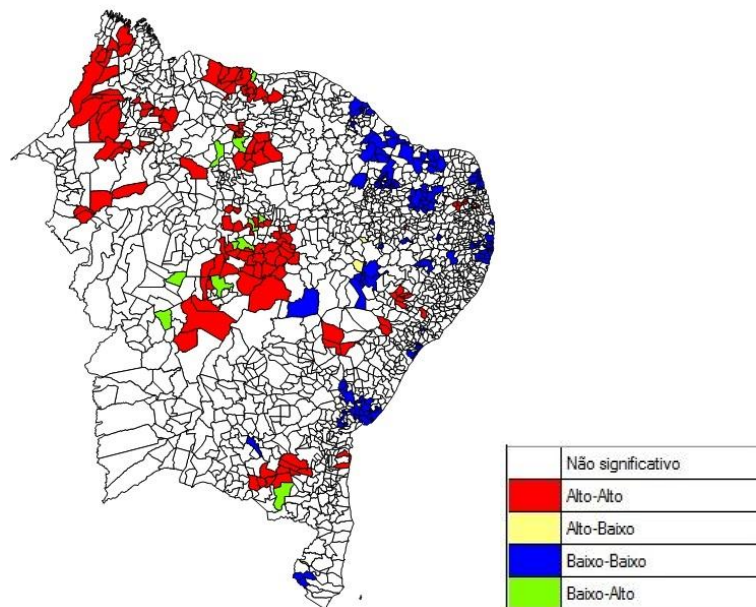
Fonte: Dados da pesquisa.

No entanto, segundo Almeida (2012), a indicação de padrões globais de autocorrelação espacial podem não estar em consonância com padrões locais, e muitas vezes pode acontecer da autocorrelação global ocultar padrões locais distintos. Por causa desse possível problema, estimou-se o *I* de Moran Local com o indicador LISA (*Local Indicator of Spatial Association*), de modo a capturar padrões locais de autocorrelação espacial estatisticamente significativos.

Dessa forma, foi testada a hipótese de não existência de associação espacial, comparando os valores de cada localização com os valores de seus vizinhos, condicionando-os ao nível de significância estatística utilizada no teste de autocorrelação espacial. Vê-se na Figura 1 que há quatro padrões locais: Alto-Alto, Alto-Baixo, Baixo-Baixo e Baixo-Alto.

O primeiro grupo, representado na cor vermelha, é formado por regiões caracterizadas por agrupamento de cidades com elevadas taxas de crescimento do IDHM. O segundo grupo, representado na cor amarela, é formado por cidades que apresentam altas taxas de crescimento, mas que estão próximas de cidades com baixas taxas de crescimento do índice. O terceiro grupo, na cor azul, caracteriza-se por concentrações de cidades com baixas taxas de crescimento. Por fim, no grupo Baixo-Alto, de cor verde, estão as cidades que tiveram baixo crescimento, mas que estão próximas de cidades com alto crescimento do IDHM.

**Figura 1 – Mapa de *clusters* e *outliers* espaciais**



**Fonte:** Dados da pesquisa

Pela Figura 1, é possível identificar 132 *clusters* de elevada taxa de crescimento do IDHM, Alto-Alto, localizados da seguinte forma: Piauí (55), Maranhão (38), Bahia (21), Paraíba (8), Alagoas (7), Pernambuco (2) e Ceará (1). Já os *clusters* de baixa taxa de crescimento, Baixo-Baixo, totalizaram 139, distribuídos como segue: Rio Grande do Norte (51), Bahia (31), Pernambuco (27), Ceará (15), Sergipe (8), Paraíba (5) e Alagoas (2). Por fim, também foram encontrados 2 *outliers* Alto-Baixo, sendo 1 na Paraíba e 1 em Pernambuco, e 11 *outliers* Baixo-Alto, sendo 10 no Piauí e 1 na Bahia.

É importante destacar que a distribuição espacial tanto dos *clusters* Alto-Alto quanto Baixo-Baixo indica haver um efeito de transbordamento entre regiões de estados vizinhos, uma vez que alguns *clusters* são formados por municípios pertencentes a unidades federativas distintas.

### 5.3. Resultados dos modelos estimados

O modelo clássico de regressão linear foi estimado mediante erros-padrões robustos e seus resultados são expostos na tabela abaixo:

**Tabela 5 – Estimativas do modelo clássico de regressão linear**

	Coeficientes	<i>p</i> -valor
Constante	149,876	0,000
IDHM 2000	-215,739	0,000
% Pop. Ocup. Agropecuária	-0,2119	0,000
% Pop. Ocup. Serviços	-0,0968	0,025
% Pop. Ocup. Indústria	-0,1554	0,000
Água Encanada	0,0483	0,000
Energia Elétrica	-0,0839	0,000
Coleta de Lixo	0,0123	0,084
Dummy Maranhão	3,9753	0,000
Dummy Piauí	3,1352	0,000
Dummy Ceará	3,7035	0,000
Dummy Rio G. do Norte	0,6771	0,250
Dummy Paraíba	1,3219	0,015
Dummy Pernambuco	-0,0153	0,978
Dummy Alagoas	-1,2124	0,083
Dummy Sergipe	-1,5859	0,038
R <sup>2</sup> = 0,8212	AIC = 11.371,4	
Teste de White: 639,96***	BIC = 11.459,3	
Teste de Jarque-Bera: 794,101***		

**Fonte:** Dados da pesquisa.

\* Estatisticamente significativo a 1%

Testando-se pelo *I* de Moran Global a aleatoriedade espacial dos resíduos do modelo anterior, vê-se na Tabela 6 que o modelo estimado acima é ineficiente para tratar da dependência espacial presente na evolução da variável dependente, uma vez que pela estatística há evidências de autocorrelação espacial positiva dos resíduos.

**Tabela 6 – Teste de autocorrelação espacial dos resíduos**

Indicador	Valor da Estatística	<i>p</i> -valor
Resíduos do MCRL	0,131034	0,0000

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Uma vez que a questão espacial torna-se primordial para explicar relações entre as variáveis, o uso do modelo clássico de regressão linear torna-se inadequado e é necessário estimar modelos que levem em conta essa dependência. Dessa forma, parte-se para estimação dos modelos espaciais de alcance global: o modelo SAR, o modelo SEM e o modelo SAC. O modelo estimado mais adequado será aquele que tiver menores critérios de informação de AIC e BIC, bem como maior valor para o critério LIK. Como se vê na Tabela 7, o modelo SAC apresenta menores critérios de informação AIC e BIC e o maior valor de LIK.

**Tabela 7 – Estimativas dos modelos espaciais**

	SAR		SEM		SAC	
	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor	Coefficientes	<i>p</i> -valor
Constante	153,20	0,000	150,279	0,000	158,599	0,000
$\rho$	-0,0167	0,417	-	-	-0,129	0,000
$\lambda$	-	-	0,33	0,000	0,406	0,000
IDHM 2000	-216,88	0,000	-221,487	0,000	-225,00	0,000
% Pop. Ocup. Agropecuária	-0,215	0,000	-0,189	0,000	-0,205	0,000
% Pop. Ocup. Serviços	-0,100	0,020	-0,068	0,113	-0,084	0,048
% Pop. Ocup. Indústria	-0,161	0,000	-0,127	0,004	-0,157	0,000
Água Encanada	0,049	0,000	0,052	0,000	0,056	0,000
Energia Elétrica	-0,085	0,000	-0,083	0,000	-0,090	0,000
Coleta de Lixo	0,013	0,096	0,008	0,259	0,010	0,161
Dummy Maranhão	4,127	0,000	3,683	0,000	4,774	0,000
Dummy Piauí	3,284	0,000	2,910	0,000	4,045	0,000
Dummy Ceará	3,736	0,000	3,899	0,000	3,988	0,000
Dummy Rio G. do Norte	0,618	0,294	0,950	0,221	0,368	0,664
Dummy Paraíba	1,347	0,013	1,384	0,054	1,498	0,053
Dummy Pernambuco	-0,034	0,950	0,264	0,721	0,124	0,876
Dummy Alagoas	-1,15	0,100	-1,309	0,154	-0,703	0,481
Dummy Sergipe	-1,62	0,033	-1,592	0,117	-1,874	0,087
	R <sup>2</sup> = 0,8217		R <sup>2</sup> = 0,8274		R <sup>2</sup> = 0,7619	
	AIC = 10.131,95		AIC = 10.050,77		AIC = 10.024,91	
	BIC = 10.230,80		BIC = 10.149,62		BIC = 10.129,25	
	LIK = -5.047,97		LIK = -5.007,38		LIK = -4.993,45	

Fonte: Dados da pesquisa.

Deve-se salientar que o modelo estimado não deve apresentar autocorrelação espacial em seus resíduos. Se isso ocorre, o modelo não captura todo o processo de dependência espacial e é inadequado. Para testar a validade do modelo, calculou-se o *I* de Moran dos resíduos dos modelos espaciais. Como observado na Tabela 8, a estatística estimada do teste não indica dependência espacial apenas para os resíduos do modelo SAC.

**Tabela 8 – Teste de autocorrelação espacial dos resíduos dos modelos estimados**

Indicador	Valor da Estatística	<i>p</i> -valor
Resíduos do SAR	0,1369	0,000
Resíduos do SEM	0,1439	0,000
Resíduos do SAC	-0,0003	0,424

Fonte: Dados da pesquisa.

Dessa forma, mediante os critérios AIC, BIC, LIK e de dependência espacial dos resíduos, conclui-se que o modelo de defasagem e erro espacial (SAC) é o mais indicado para estudar os determinantes espaciais da taxa de crescimento do IDH municipal no Nordeste brasileiro. Ou seja, o fenômeno modelado neste estudo requer que a dependência espacial seja manifestada tanto na forma de defasagem da variável dependente, quanto na forma de erros autocorrelacionados espacialmente.

A interpretação dos coeficientes  $\rho$  e  $\lambda$  dos modelos espaciais é complexa e deve ser vista com cautela devido aos efeitos indiretos e realimentadores entre regiões, em virtude dos transbordamentos espaciais. Dessa forma, o coeficiente  $\rho$ , significativo e negativo, do modelo misto indica que um alto valor do crescimento do IDHM nas regiões vizinhas de  $i$ , diminui o valor da taxa de crescimento do IDHM na região  $i$ . Por outro lado, o termo do erro autorregressivo espacial  $\lambda$ , positivo e significativo, indica que os efeitos não modelados apresentam uma autocorrelação espacial positiva.

O coeficiente associado ao IDH no ano 2000 apresenta sinal negativo e é altamente significativo. Isso sugere que há um processo de  $\beta$  convergência condicional do IDHM na região, ou seja, as cidades com menores IDHM estão tendo um crescimento do índice maior que as cidades que apresentam IDHM mais elevado. De fato, esse fenômeno pode ser bem mais antigo que o período em estudo, pois Almeida e Reis (2012) analisando a convergência absoluta do IDH entre as microrregiões brasileiras entre 1970 e 1991 e chegaram a conclusões parecidas.

Por outro lado, os coeficientes associados à composição da força de trabalho nos setores agropecuário, serviços e industrial apresentaram-se significativos ao nível de 5%. Isso parece indicar que os municípios que tinham alto percentual de sua força de trabalho nesses setores no ano 2000 tiveram menores taxas de crescimento do IDH.

As variáveis associadas aos serviços urbanos apresentaram sinais variados, e o coeficiente associado a serviços de coleta de lixo não se mostrou estatisticamente significativo. Em relação ao acesso a água encanada e banheiro domiciliar, o sinal positivo indica que os municípios que apresentavam elevadas taxas dessa variável tiveram grande crescimento do índice. Já o coeficiente negativo associado à variável acesso à energia elétrica, parece indicar que quanto maior a taxa de acesso a esse serviço no ano base, menor a taxa de crescimento do IDH.

De fato, pode-se argumentar que o acesso à água encanada e banheiro domiciliar tem forte influência positiva na saúde da população, o que acaba refletindo nos indicadores de mortalidade infantil, principalmente. Dessa forma, é natural supor que ocorre uma elevação do componente saúde do índice. Por outro lado, em geral, conclui-se que quanto mais acesso a serviços de iluminação e energia elétrica mais urbanizada e possivelmente desenvolvida é a região. Como já foi constatado que regiões mais desenvolvidas apresentaram menores elevações no índice, parece razoável admitir que o sinal negativo do coeficiente seja coerente.

Com relação às *dummies* estaduais, apenas as do Maranhão, Piauí e Ceará foram significativas a 5%. Isso indica que os municípios desses estados apresentaram taxas de crescimento da variável dependente significativamente diferenciadas em relação aos municípios da Bahia, que serviram de referência. O sinal positivo desses coeficientes indica que esses diferenciais são positivos e que as peculiaridades locais têm um efeito bem influente nos resultados do modelo.

## 6. Conclusões

O objetivo deste artigo foi avaliar a dependência espacial da evolução do IDHM, entre 2000 e 2010, nos municípios da região Nordeste, bem como verificar se o fenômeno da convergência esteve presente. Com isso, buscou-se observar se os municípios mais atrasados tiveram uma maior evolução desse índice nessa última década, em comparação aos municípios que possuíam um índice mais elevado.

O resultado do teste de  $I$  de Moran Global foi positivo e estatisticamente significativo, indicando que existem fortes indícios de dependência espacial positiva no IDHM. Assim, cidades que tiveram altas taxas de crescimento do referido índice estão, em geral, próximas de cidades que também tiveram elevadas taxas de crescimento. Por meio do  $I$  de Moran Local, através do indicador LISA, foram identificados os seguintes padrões locais de *clusters* e



*outliers*: Alto-Alto (132 municípios), Alto-Baixo (2 municípios), Baixo-Baixo (139 municípios) e Baixo-Alto (11 municípios).

Após a identificação dos *clusters*, procedeu-se às estimações dos modelos econométricos. Primeiramente, foi estimado um modelo de regressão linear mediante erros-padrões robustos. Entretanto, como o teste do *I* de Moran Global apontou evidências de autocorrelação espacial positiva nos resíduos desse modelo, esse foi descartado, tendo-se de recorrer aos modelos espaciais de alcance global: os modelos SAR, SEM e SAC.

Os critérios adotados indicaram o modelo SAC como o mais adequado para estudar os determinantes espaciais da taxa de crescimento do IDH municipal no Nordeste brasileiro. Seus resultados apontaram a existência de um processo de  $\beta$  convergência desse índice, e indicaram que as variáveis “acesso a água encanada e banheiro domiciliar” e “acesso a serviços de iluminação e energia elétrica” explicaram parte de sua taxa de crescimento entre 2000 e 2010.

Em suma, este trabalho não tem a pretensão de esgotar o tema. Há ainda a necessidade de um estudo mais aprofundado e detalhado com relação ao assunto em outros níveis de desagregação regional, como uma análise municipal por Estados, por mesorregiões ou microrregiões. Além disso, a análise de outros condicionantes dessa convergência pode permitir identificar os fatores-chaves que acabam por influenciar ou caracterizar a evolução do indicador.

## 7. Referências bibliográficas

ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alínea Editora, 2012.

ANSELIN, L. Spatial Econometrics. In: MILLS, T. C.; PATTERSON, K. **Palgrave Handbook of Econometrics**, v.1, New York: Palgrave Macmillan, 2006.

BARRO, R. J.; SALA-i-MARTIN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.

BARRO, R. J.; SALA-i-MARTIN, X. **Economic Growth**. 2 ed. Cambridge: The MIT Press, 2003.

BATELLA, W. B.; DINIZ, A. M. A. Desenvolvimento humano e hierarquia urbana: uma análise do IDH-M entre as cidades mineiras. **Revista de Biologia e Ciências da Terra**, v. 6, p. 367-374, 2006.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1072–1085, 1986.

CARVALHO, C. P. O. Nordeste: sinais de um novo padrão de crescimento. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008, Salvador. Anais do XXXVI Congresso de Economia. Salvador: Anpec, 2008. v. 1.

CAVALCANTE, A. A.; SILVA, R. G.; ALMEIDA, E. S.; CAVALCANTI, F. C. S. Análise da convergência do Índice de Desenvolvimento Humano na Amazônia Sul-Occidental no período de 1991 a 2000. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 6, p. 214-238, 2010.

COSTA, A. M. B.; SILVA, F. M.; GOMES, C.; CUELLAR, M. Z.; ALMEIDA, S. A. S.; AMORIM, R. F.; CARVALHO, M. J.M. Comportamento espacial do Índice de Desenvolvimento Humano no Rio Grande do Norte com uso do programa TerraView (desenvolvido pelo INPE). In: XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 2007, Florianópolis. Anais do XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 2007.

DARMOFAL, D. Spatial econometrics and political science. In: Annual Meeting of the Southern Political Science Association, Atlanta, GA, 2006.

DRENNAN, M. P.; LOBO, J. A. A Simple Test for Convergence of Metropolitan Income in the United States. **Journal of Urban Economics**, (46), p. 350-359, 1999.

IPEAGEO: base de dados. Disponível em <<http://www.ipea.gov.br/ipeageo/bases.html>>. Acesso em: 15 janeiro 2014.

LORENA, R. B.; BERGAMASCHI, R. B.; LEITE, G. R. Análise exploratória espacial do Índice de Desenvolvimento Humano municipal do estado do Espírito Santo. In: Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 2011, Curitiba. Anais do XV Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto. São José dos campos: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), 2011. p. 4776-4782.

MANKIW, N.G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, 1992.

MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.

QUAH, D. T. Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 95, p. 427-443, 1993.

REIS, D. L. P. E.; ALMEIDA, E. S. Análise de convergência do Índice de Desenvolvimento Humano nas microrregiões brasileiras. In: X Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2012, Recife. Anais do X Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2012.

ROCHA, L. E. V.; GUIGINSKI, J. T. Educação e Índice de Desenvolvimento Humano: uma análise espacial para os municípios da região Nordeste do Brasil. In: XII Seminário da Rede Iberoamericana de Pesquisadores sobre Globalização e Território, 2012, Belo Horizonte (MG). Anais do XII Seminário da Rede Iberoamericana de Pesquisadores sobre Globalização e Território, 2012.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4 ed. New York: McGraw-Hill, 2012.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.