

UMA ANÁLISE ESPACIAL DO CRESCIMENTO DA RENDA DO TRABALHO DOS MUNICÍPIOS NORDESTINOS

Danyella Juliana Martins de Brito^{*}
Marcus Vinícius Amaral e Silva^{**}
Magno Vamberto Batista da Silva^{***}

Resumo: Esse estudo analisa o comportamento da taxa de crescimento da renda do trabalho nos municípios do Nordeste brasileiro no período 2000-2010 na tentativa de detectar clusters de crescimento, bem como examina os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho. Para tanto, utiliza-se o modelo teórico proposto por Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) e a abordagem empírica de Resende e Silva (2007). Com relação à especificação do modelo espacial mais adequada, seguiu-se a abordagem de Florax, Folmer e Rey (2003). Nesse sentido, o modelo de erro espacial mostrou-se mais apropriado. Dessa forma, constatou-se que a ocorrência de choques em algum município do Nordeste transborda para toda a região. Os principais resultados apontam que, quanto mais elevado for o nível de escolaridade da população, maior será a taxa de crescimento da renda do trabalho daquele município. A taxa de urbanização, *proxy* para economias de aglomeração, também apresentou relação positiva com o crescimento da renda do trabalho.

PALAVRAS CHAVE: Renda do Trabalho. Índice de Moran. Nordeste.

Classificação JEL: R10, J01, C21

Abstract: This study analyzes the behavior of the growth rate of labor income in the cities the Brazilian Northeast in the period 2000-2010 in an attempt to detect clusters of growth, as well as we examine the determinants of the growth rates of labor income. Therefore we use the theoretical model proposed by Glaeser, Scheinkman and Shleifer (1995) and empirical

* Mestranda em Economia Aplicada pelo Programa de Pós Graduação da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). E-mail: danyjbrito@hotmail.com

** Mestrando em Economia Aplicada pelo Programa de Pós Graduação da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). E-mail: vinicius_amaral@msn.com

*** Professor do PPGE/UFPB. E-mail: magnobs@yahoo.com

approach Resende and Silva (2007). Regarding the specification of the spatial model more appropriate, followed approach Florax, Folmer and Rey (2003). In this sense the spatial error model was more appropriate. Thus, it was found that the occurrence of shocks in some city of northeastern overflows for the entire region. The main results show that the higher the education level of the population, the greater the growth rate of labor income that county will be. The urbanization rate, proxy for agglomeration economies, also showed a positive association with the growth of labor income.

KEY WORDS: Labor income. Moran Index. Northeast.

JEL CODE: R10, J01, C21

1. INTRODUÇÃO

O desenvolvimento econômico é um aspecto chave na condução de políticas econômicas. Neste sentido, atributos ligados a educação, saúde, e mercado de trabalho têm norteado os debates acadêmicos. Apesar da inquestionável relevância de tais abordagens, não é possível negar a forte relação existente entre o desenvolvimento econômico e o rendimento do trabalho auferido pelos indivíduos. A renda do trabalho impacta, tanto sobre o crescimento econômico de uma determinada localidade, como também afeta, em alguma medida, a qualidade de vida que os indivíduos obterão nessa sociedade. De acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o rendimento médio mensal real de todos os trabalhos das pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas e com rendimento, cresceu 8,3% de 2009 para 2011 no Brasil e, assim, o índice de Gini para os rendimentos de trabalho passou de 0,518 para 0,501, no mesmo período. Percebido que a renda do trabalho tem se elevado, e dada a importância desta para o desenvolvimento econômico nacional, fica evidente a necessidade de estudos mais aprofundados a este respeito.

Vários estudos têm sido realizados acerca da recente redução da desigualdade de renda no país. Grande parte do mérito é creditado à expansão dos programas governamentais de transferência de renda, contudo um fator tem, cada vez mais, sido apontado como maior responsável por essa redução: o aumento dos rendimentos provenientes do trabalho. Segundo Soares (2010), entre as fontes que

compõem a renda das famílias, a renda do trabalho é a que oferece a maior contribuição na diminuição da desigualdade de renda no Brasil, sendo o mercado de trabalho responsável por dois terços da queda no coeficiente de Gini, no período de 1995 a 2009. O Programa Bolsa Família, ainda segundo o autor, detém uma participação reduzida na redução da desigualdade em comparação com aquele primeiro fator. Ainda no que concerne o tema, segundo reportagem do Correio Braziliense de maio de 2013, um estudo realizado pelos pesquisadores Marcelo Medeiros e Pedro Souza da Universidade de Brasília, aponta que o Programa Bolsa Família contribui em apenas 1% para reduzir a concentração de riqueza no Brasil. Tal fato ilustra a necessidade de novos estudos a respeito do desenvolvimento econômico que atentem também para outros fatores, além das políticas de transferência de renda. Nesse contexto, as informações referentes a renda média do trabalho assumem um papel relevante nessa discussão.

O presente estudo analisa os possíveis determinantes do crescimento da renda do trabalho, nos municípios que compõem o Nordeste brasileiro, por meio de um modelo espacial, ponderando as externalidades espaciais existentes. O período temporal de análise foram os anos censitários de 2000 e 2010. A técnica de pesquisa consiste basicamente no cálculo de dois indicadores de autocorrelação espacial – os índices I de Moran e LISA (*Local Indicators of Spatial Association*) – para as informações referentes à taxa de crescimento da renda do trabalho no período de 2000 a 2010. Além disso, será empregado um modelo econométrico para detectar diretamente os determinantes da renda do trabalho, com base na perspectiva teórica de que existem fatores relacionados à produtividade e à qualidade de vida, em cada município, capazes de afetar a taxa de crescimento da renda do trabalho.

Estudos já realizados nessa direção, como o de Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995), analisam a relação entre características urbanas e o crescimento da renda, assim como crescimento populacional, para 203 cidades dos Estados Unidos. O período temporal utilizado por esses autores são os anos de 1960-1990. Os principais resultados que eles apontaram foram que o crescimento da renda, tal como o crescimento populacional, movem-se na mesma direção e ambos são positivamente relacionados com a educação inicial, negativamente relacionados com o desemprego inicial e,

também, negativamente relacionados com a o valor inicial do número de empregos no setor de manufatura, no município. Além disso, Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) observaram que os gastos do governo são não correlacionados com o crescimento urbano, enquanto a dívida pública inicial é positivamente correlacionada com o crescimento. Com relação ao aspecto racial, os autores não encontraram, basicamente, correlação com o crescimento urbano.

Silva e Resende (2006) investigam os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho por habitante dos municípios alagoanos e mineiros com até 50.000 habitantes no período entre 1991 e 2000. O objetivo dos autores, ao estudar os municípios de Alagoas e Minas Gerais, é investigar se os determinantes do crescimento econômico de municípios situados em uma região relativamente pobre são idênticos aos situados em uma região relativamente rica. O modelo de crescimento econômico adotado segue o proposto por Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995). Para investigar a relação entre a taxa de crescimento da renda do trabalho por habitante e as variáveis incluídas no modelo de crescimento econômico, os autores seguem a estratégia sugerida por Florax, Folmer e Rey (2003), o que permite analisar a possibilidade de existência de autocorrelação espacial nos modelos econométricos estimados para os estados analisados. Os resultados encontrados sugerem que as variáveis que determinam o crescimento econômico dos municípios ricos não são, em sua totalidade, idênticas às variáveis de um município relativamente rico. Para os municípios do estado de Alagoas, apenas o índice de Gini mostrou-se estatisticamente significativo na determinação do crescimento da renda do trabalho, além disso, não foi encontrada autocorrelação espacial no modelo estimado. Já para os municípios mineiros, variáveis como o número médio de anos de estudo da população com 25 ou mais anos de idade e o percentual de domicílios com acesso à iluminação elétrica também apresentaram significância estatística. Foi encontrada autocorrelação espacial para esses municípios, de modo que há um transbordamento de crescimento para os pequenos municípios mineiros.

Resende e Silva (2007), através de instrumentos de análise espacial e um modelo teórico em consonância com o utilizado por Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995), examinam os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho para uma amostra de

594 áreas mínimas comparáveis dos municípios da Região Sul brasileira, para o período 1991-2010. Os autores utilizam basicamente os índices de autocorrelação espacial global e local – mais especificadamente, I de Moran e LISA – e um modelo de erro espacial estimado para análise das variáveis que determinam as taxas de crescimento da renda do trabalho. Os resultados dos estimadores de MQO e do modelo de defasagem espacial também são apresentados no estudo, apesar de Resende e Silva (2007) terem testado e comprovado a melhor adequação do modelo de erro espacial para sua amostra. Assim, os principais resultados foram que o crescimento da renda do trabalho é positivamente relacionado com os níveis de escolaridade municipal e as taxas de urbanização. Além disso, os autores perceberam que quanto menor for o número de homicídios, a concentração de renda e os níveis iniciais da renda, maior será o crescimento da renda do trabalho.

Assim, o presente estudo examina o comportamento do crescimento da renda do trabalho entre os anos de 2000 e 2010 para os municípios nordestinos, bem como investiga os determinantes desse crescimento na região. Os dados utilizados estão disponíveis no IPEADATA e alguns são extraídos diretamente dos Censos Demográficos de 2000 e 2010. Essa análise se subdivide em cinco seções, além dessa introdução. Na próxima seção, tem-se uma breve descrição do modelo teórico. Na seção subsequente, é descrita a abordagem empírica a ser empregada neste artigo. Na quarta seção, é realizada uma descrição dos dados e, finalmente, na quinta seção, tem-se a apresentação dos resultados obtidos. Para concluir o trabalho, tem-se a última seção onde são elencadas as considerações finais.

2. MODELO TEÓRICO

O modelo teórico desse estudo é o utilizado por Resende e Silva (2007), com base em Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995). Esses últimos autores tratam as economias de cada município como economias separadas que possuem idênticas dotações de trabalho e de capital. Perceba que essa suposição, de que os estoques de capital dos municípios são idênticos e não afetam a taxa de crescimento econômico, pode ser justificada, no contexto brasileiro, pelo fato de, em nível municipal, não existirem dados relativos ao total de estoque de capital (RESENDE e SILVA, 2007). Logo, assumir que os

estoques de capital dos municípios são idênticos torna-se uma hipótese simplificadora necessária para análise do crescimento da renda municipal, já que, apesar de existir dados para o estoque de capital privado, não existem dados para o total de estoque de capital, diga-se privado e público. Assim, Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) colocam que as diferenças nas experiências de crescimento dos municípios não são causadas pela poupança e pela dotação exógena de trabalho. Pode-se, portanto, concluir que os municípios distinguem-se apenas através do nível de produtividade e qualidade de vida. A função de produção nesse modelo é dada por:

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

De modo que $f(\cdot)$ é uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas*; $A_{i,t}$ é o nível de produtividade do município i no tempo t ; $L_{i,t}$ representa a população do município i no tempo t ; e, finalmente, σ é a elasticidade do produto em relação à mão de obra. No equilíbrio, a renda do trabalho será a produtividade marginal do trabalho:

$$W_{i,t} = \sigma A_{i,t}L_{i,t}^{\sigma-1} \quad (2)$$

A utilidade total da renda do trabalho é, portanto, definida como sendo a renda do trabalho do município i no tempo t , dada na expressão (2), multiplicada por um índice de qualidade de vida. Nesse contexto, tal índice de qualidade de vida será uma função inversamente relacionada com o tamanho dos municípios. Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) colocam a seguinte forma funcional:

$$\text{qualidade de vida} = Q_{i,t}L_{i,t}^{-\delta} \quad \text{onde } \delta > 0 \quad (3)$$

Esse indicador de qualidade de vida engloba diversos fatores, tais como urbanização, desigualdade de renda, criminalidade, densidade populacional, infraestrutura, entre outros. Finalmente, a utilidade total da renda do trabalho, no município i e no tempo t , será dada por:

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

Assumindo a livre mobilidade dos fatores, tem-se a garantia de que a utilidade será constante no espaço em um ponto do tempo, de modo que cada nível de utilidade individual, em cada município, deve

ser igual ao nível de utilidade de reserva no tempo t , ou seja, U_t . Assim, é possível chegar a:

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

Supondo também que:

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

$$\text{Ln}\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) = X'_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

De forma que $X_{i,t}$ é um vetor que contém as características dos municípios no período t . Perceba que, das expressões (6) e (7), esse vetor de características determina, tanto o crescimento da produtividade, quanto o crescimento da qualidade de vida dos municípios. Através da associação dessas duas expressões com a Equação (5) e algumas manipulações algébricas, obtém-se:

$$\begin{aligned} \text{Ln}\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) &= \left(\frac{1}{1 + \delta - \sigma}\right)X'_{i,t}(\beta + \theta) + \chi_{i,t+1} \\ \text{Ln}\left(\frac{W_{i,t+1}}{W_{i,t}}\right) &= \left(\frac{1}{1 + \delta - \sigma}\right)X'_{i,t}(\delta\beta + \sigma\theta - \theta) + \bar{\omega}_{i,t+1} \end{aligned} \quad (8)$$

Os termos $\chi_{i,t+1}$ e $\bar{\omega}_{i,t+1}$ são termos de erro não correlacionados com as características urbanas, diga-se não correlacionados com $X_{i,t}$. Então, fica perceptível que os resultados para o modelo de regressão, expresso em (8), mostra como o crescimento da renda do trabalho pode ser afetado por características, no geral, atreladas a aspectos de produtividade e qualidade de vida dos municípios.

3. MODELO ECONOMETRICO

A análise da relação existente entre a taxa de crescimento da renda do trabalho e as variáveis que caracterizam a produtividade e a qualidade de vida dos municípios é feita, em princípio, através da construção dos indicadores de correlação espacial global e local. Assim, foram realizados os testes I de Moran e LISA, objetivando

examinar a existência de autocorrelação espacial nas taxas de crescimento da renda do trabalho.

O índice I de Moran indica a existência de um padrão não aleatório na distribuição espacial dos dados, ou seja, mostra se há algum padrão espacial para a taxa de crescimento da renda do trabalho – veja que, se esta apresentar autocorrelação positiva, significa que os valores se aproximam no espaço, e, se apresentar autocorrelação negativa, os valores se distanciam espacialmente. De maneira análoga, a estatística LISA testa a existência de autocorrelação local, possibilitando a detecção da existência de *clusters*, dados os valores de uma determinada variável no espaço.

Calculados tais indicadores para os municípios do Nordeste brasileiro, foi estimado o modelo abaixo, que relaciona taxa de crescimento da renda do trabalho com aspectos de produtividade e qualidade de vida, pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Com o intuito de comprovar a existência de autocorrelação espacial no modelo, foi realizado o teste I de Moran sobre os resíduos de MQO.

$$\begin{aligned} \text{crescimento da renda do trabalho} = & \beta_0 + \\ & \beta_1 \text{ Dummies de Estado} + \beta_2 \ln(\text{renda do trabalho}) + \\ & \beta_3 \text{ educação} + \beta_4 \text{ densidade} + \beta_5 \text{ taxa de urbanização} + \\ & \beta_6 \text{ criminalidade} + \beta_7 \text{ água encanada} + \beta_8 \text{ energia elétrica} + \\ & \beta_9 \text{ mortalidade infantil} + \beta_{10} \text{ Gini} + \varepsilon \end{aligned}$$

Caso a presença de autocorrelação espacial seja confirmada, deve-se verificar qual dos modelos espaciais mais se adequa à presente análise. Nesse sentido, dentre os modelos espaciais de alcance global – ou seja, aqueles modelos cuja dependência espacial possui um alcance de transbordamento geral, dado que um impacto na variável dependente reflete em todas as localidades da região de estudo –, pode-se citar três modelos: 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 (ALMEIDA, 2012). Esses três modelos podem ser representados esquematicamente como mostrado na Figura 1.

De modo que, y é o vetor n por 1 que apresenta as taxas de crescimento da renda do trabalho entre 2000-2010 nos n municípios da região Nordeste; Wy é um vetor n por 1 de defasagens espaciais para y , logo W é a matriz n por n de contiguidade¹¹; X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas n por K , sendo β o vetor de coeficientes K por 1, que inclui, além de um intercepto, tanto os coeficientes atrelados as variáveis *proxies* do nível de produtividade, quanto os coeficientes das variáveis *proxies* do nível de qualidade de vida dos municípios; e ρ é o coeficiente autorregressivo espacial, que capta os efeitos de transbordamento de y sobre os vizinhos.

Portanto, a Equação 10 informa que o modelo de defasagem espacial é especificado de maneira que a variável dependente, no presente estudo a taxa de crescimento da renda do trabalho, é determinada pela média dos valores da variável dependente na vizinhança (Wy), pelas variáveis explicativas exógenas (X) e por um termo de erro aleatório (ε). Caso o parâmetro espacial ρ seja positivo (negativo), há indícios de existência de autocorrelação global positiva (negativa). Em termos práticos, um ρ positivo, por exemplo, significa que um alto (baixo) crescimento da renda do trabalho nos municípios vizinhos aumenta (diminui) o crescimento da renda do trabalho no município i (ALMEIDA, 2012). Finalmente, estima-se, por meio do método de Máxima Verossimilhança (MV), o modelo especificado em (10).

Vale ressaltar que, segundo Florax, Folmer e Rey (2003), o método de MQO para estimação do modelo é recomendado para especificação em que o termo de erro seja iid (Independente e Identicamente Distribuído) e sem variável dependente espacialmente defasada; o método de Máxima Verossimilhança seria indicado para especificação com erro espacial autorregressivo e para especificação com defasagem espacial na variável dependente.

No modelo de erro espacial, observa-se dependência espacial residual, de modo que o padrão espacial do termo de erro é constituído por efeitos não modelados e não correlacionados com as variáveis explicativas da regressão (ALMEIDA, 2012). Perceba que o termo de

¹¹ Tal como em Resende e Silva (2007), a relação de contiguidade adotada será a Queen de primeira ordem, de modo que considera-se contíguos os municípios que possuem fronteiras ou vértices com outros.

erro da região i está correlacionado com o erro da região j (Figura 1b). Pode-se, portanto, expressar formalmente o modelo de erro espacial como em (11).

$$y = X\beta + \xi \quad (11)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (12)$$

Em que o parâmetro do erro autorregressivo espacial é dado por λ e $W\xi$ é um vetor n por 1 de defasagem em ξ . Assim, manipulando-se a Equação (12), como segue abaixo, obtém-se a expressão do modelo a ser estimado pelo método de MV, dada na Equação (13):

$$\begin{aligned} \xi(I_n - \lambda W) &= \varepsilon \\ \xi &= (I_n - \lambda W)^{-1}\varepsilon \end{aligned}$$

$$y = X\beta + (I_n - \lambda W)^{-1}\varepsilon \quad (13)$$

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

Segundo Florax, Folmer e Rey (2003), os seguintes passos devem ser seguidos para especificação do modelo espacial¹²:

1. Estima-se o modelo expresso em (9) através do método de MQO;
2. A hipótese de ausência de dependência espacial, tanto devido a uma omissão da defasagem espacial da variável dependente (SAR), como devido à omissão do erro espacial autorregressivo (SEM), é testada usando ML_ρ e ML_λ , respectivamente;
3. Caso ambos os testes não apresentem significância estatística, a estimação proposta no passo 1 é utilizada como a especificação final. Caso contrário, segue-se para o próximo passo;
4. Na situação em que ambos os testes são significativos, o modelo escolhido deverá ser aquele que apresenta a estatística do teste de ML mais significativa. Assim, se $ML_\rho > ML_\lambda$, estima-se o modelo SAR, expresso em (10); e, se $ML_\lambda > ML_\rho$, estima-se o modelo SEM, expresso em (13). Caso contrário, segue-se para o próximo passo;

¹² Serão utilizados os testes de Multiplicador de Lagrange (ML) na versão robusta.

5. Quando ML_ρ for estatisticamente significativo, porém ML_λ não, deve-se estimar o modelo SAR. Caso contrário, estima-se o modelo SEM.

Através desse procedimento metodológico, proposto por Florax, Folmer e Rey (2003), foi selecionado o modelo econométrico adequado para analisar a relação existente entre as taxas de crescimento da renda do trabalho e as variáveis atreladas à produtividade e à qualidade de vida, dos municípios da Região Nordeste.

4. DADOS

No presente estudo, foram analisados os 1.779 municípios e 7 áreas mínimas comparáveis (AMC) da região Nordeste. As áreas mínimas comparáveis foram construídas para tornar possível a análise entre os anos de 2000 e 2010, dado que, nesse intervalo, os estados do Piauí, Rio Grande do Norte, Alagoas e Bahia tiveram regiões elevadas à categoria de município. No Apêndice A, observa-se como tais AMC foram construídas.

A variável “renda do trabalho” foi construída a partir do valor do rendimento médio mensal de todos os trabalhos das pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, com rendimento de trabalho, em valores de 2010. Assim, as observações de “renda do trabalho” para o ano de 2000 foram deflacionadas com base na média do INPC no ano de 2010. E, em seguida, foram calculadas as taxas médias de crescimento da renda do trabalho entre 2000 e 2010, por municípios. Todas as variáveis utilizadas foram obtidas junto ao IPEADATA, com exceção do rendimento dos trabalhos, que foi extraído diretamente dos Censos Demográficos de 2000 e 2010. O Quadro 1 mostra um resumo das variáveis utilizadas.

Ressalta-se que todas as variáveis independentes utilizadas no modelo são referentes ao ano de 2000, inclusive a variável “média de homicídios” foi calculada para a década de 2000. A justificativa para tal procedimento se embasa no fato de que os efeitos de variáveis, tais como acessibilidade a educação, infraestrutura, saúde, entre outras, sobre as taxas de crescimento econômico de uma determinada localidade se prolongam ao longo dos anos, não se dissipando imediatamente ao momento em que as mudanças ocorrem. Além

disso, ao se utilizar variáveis explicativas do início do período de análise, torna-se possível controlar a possível endogeneidade do modelo (RESENDE e SILVA, 2007).

Quadro 1 - Descrição das Variáveis Utilizadas

Variáveis Utilizadas	Descrição
Crescimento da renda do trabalho	Crescimento da renda do trabalho entre 2000 e 2010 (%)
Logaritmo da renda do trabalho	(Ln) Renda do trabalho em 2000 (R\$ da média de 2010)
Acesso à água encanada	Pessoas com acesso à água encanada (%)
Acesso à iluminação elétrica	Pessoas com acesso à energia elétrica (%)
Educação	Média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais
Mortalidade infantil	Taxa de mortalidade infantil (por mil nascidos vivos)
Índice de Gini	Índice de desigualdade de renda de Gini
Taxa de Urbanização	População urbana residente (%)
Densidade populacional	Razão entre população e área geográfica (hab/Km ²)
Criminalidade	Média de homicídios década de 2000 (100.000 habitantes)

Fonte: Elaboração Própria.

5. RESULTADOS

Essa seção se subdivide em três partes. Inicialmente, foi realizada uma análise socioeconômica dos municípios nordestinos, em uma segunda fase foram examinados os índices de autocorrelação espacial e, por fim, tem-se a análise de regressão do modelo, que visa examinar os determinantes da taxa de crescimento da renda do trabalho na região de análise.

5.1. Descrição socioeconômica dos municípios do Nordeste

A apresentação das taxas médias de crescimento da renda do trabalho da região Nordeste será exibida por meio de mapas, para cada unidade federativa. Opta-se por essa análise dado o elevado número de estados que compõem a região.

Examinando os municípios com maior taxa de crescimento da renda média do trabalho, no período analisado, constata-se, na Tabela

1, que o estado do Piauí possui seis dentre as dez cidades que apresentaram maior crescimento.

Tabela 1. *Ranking* das cidades com maior crescimento da renda do trabalho entre 2000-2010 (R\$ 2010)

Posição	Cidade	UF	Renda 2010 (R\$)	Renda 2000 (R\$)	Tx de Cres.
1	Isaías Coelho	PI	1299,79	318,23	308,4%
2	S. Miguel da B. Grande	PI	626,89	155,25	303,8%
3	Alto Parnaíba	MA	1908,87	528,01	261,5%
4	Aguiar	PB	942,8	263,07	258,4%
5	Boqueirão do Piauí	PI	686,2	202,05	239,6%
6	Cabeceiras do Piauí	PI	551,85	169,06	226,4%
7	Nova Santa Rita	PI	782,59	258,80	202,4%
8	S. Domingos do Azeitão	MA	1169,72	396,58	195,0%
9	Cantanhede	MA	594,87	206,36	188,3%
10	Hugo Napoleão	PI	666,17	235,25	183,2%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ipeadata.

Por outro lado, se observado o *ranking* dos municípios com maiores valores de renda do trabalho em 2010, constata-se que os municípios do Piauí não possuem uma colocação de destaque entre estes (Tabela 2). Tal fato indica que, apesar de alguns municípios piauienses apresentarem um crescimento elevado entre o período 2000 e 2010, estes ainda possuem um nível médio de renda do trabalho relativamente inferior aos demais municípios da região.

Tabela 2. *Ranking* das cidades com maior renda média do trabalho em 2010

Posição	Cidade	UF	Renda 2010 (R\$)
1	Alto Parnaíba	MA	1908,87
2	Recife	PE	1755,61
3	Lauro de Freitas	BA	1695,88
4	Cabedelo	PB	1681,72
5	Aracaju	SE	1679,20
6	Fernando de Noronha	PE	1673,80
7	João Pessoa	PB	1565,57
8	Salvador	BA	1496,24
9	Natal	RN	1484,96
10	Parnamirim	RN	1478,57

Fonte: Elaboração própria com base no dados do Ipeadata.

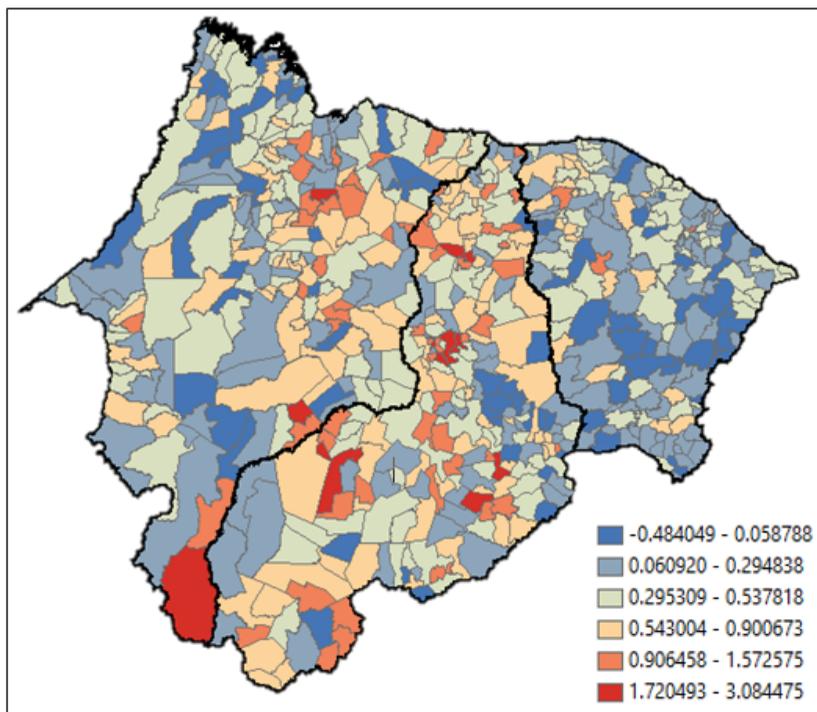
Evidenciando a situação de desvantagem do estado em relação aos demais, verificou-se que a renda média do trabalho no estado do Piauí era de R\$ 380,95, em 2000, passando para R\$ 567,98, em 2010; enquanto que a renda média do trabalho nos demais estados nordestinos no ano de 2000 (2010) foi R\$ 529,85 (R\$ 615,90) em Pernambuco, R\$ 412,57 (R\$ 556,73) na Paraíba, R\$ 456,33 (R\$ 601,80) em Alagoas, R\$ 459,77 (R\$ 614,19) em Sergipe, R\$ 421,37 (R\$ 585,67) no Maranhão, R\$ 487,67 (R\$ 588,42) na Bahia, R\$ 434,24 (R\$ 535,00) no Ceará, e R\$ 512,07 (R\$ 629,06) no Rio Grande do Norte.

A análise das Figuras 1, 2 e 3 expostas a seguir, sugere que os municípios do Piauí e Maranhão obtiveram as maiores taxas de crescimento da renda do trabalho no Nordeste brasileiro. Na microrregião de Itapecuru Mirim, no Maranhão, os municípios de Matões do Norte, Nina Rodrigues, Pirapemas, Vargem Grande e Cantanhede apresentaram crescimento acima de 100% no período analisado.

Na Figura 1, para o Estado do Piauí, é possível visualizar um grupo de seis municípios vizinhos que apresentaram baixas taxas de crescimento da renda do trabalho, ou até taxas negativas, como é o

caso do município de Valença do Piauí, Lagoa do Sítio, João Canabrava e Dom Expedito Lopes, indicando um possível *cluster* de municípios que apresentam taxas negativas de crescimento. Esse resultado é ainda mais perceptível quando observamos o Ceará, onde 32 municípios apresentaram baixo crescimento (ou negativo) da renda proveniente do trabalho.

Figura 1 - Taxas de crescimento da renda do trabalho – Maranhão, Piauí e Ceará – 2000-2010 (%)

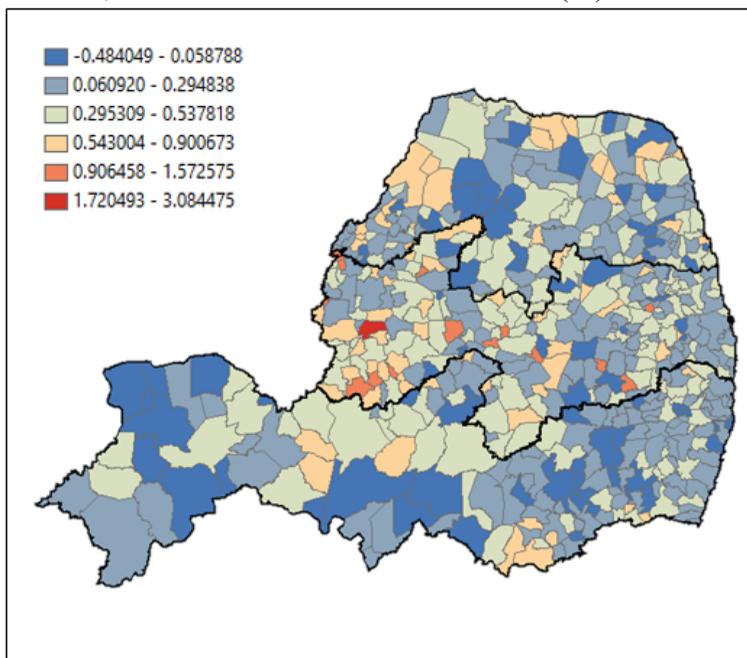


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ipeadata. *SoftwareArcMap*.

Para os estados do Rio Grande do Norte, Paraíba e Pernambuco (Figura 2), a análise sugere que há certa concentração de município de maior crescimento da renda do trabalho no sertão paraibano, nas microrregiões de Itaporanga e Piancó. A mesorregião do Oeste Potiguar, no Rio Grande do Norte, apresenta um grupo de seis

municípios vizinhos com baixo crescimento, ou crescimento negativo, da renda do trabalho, sugerindo um *cluster* de baixo crescimento. Outro ponto de destaque é que, pode-se esperar, em um primeiro momento, que as capitais e suas cidades circunvizinhas apresentem um maior crescimento da renda do trabalho, pela concentração de atividades nessas áreas, contudo, isso não é verificado. As capitais, Natal, João Pessoa e Recife apresentaram crescimento da renda do trabalho de, respectivamente, 11,8%, 23,2% e 11,4%. No entanto, vale salientar que essas capitais apresentam renda do trabalho bastante elevada comparativamente aos demais municípios dos seus respectivos estados.

Figura 2 - Taxas de crescimento da renda do trabalho – Rio Grande do Norte, Paraíba e Pernambuco – 2000-2010 (%)⁰

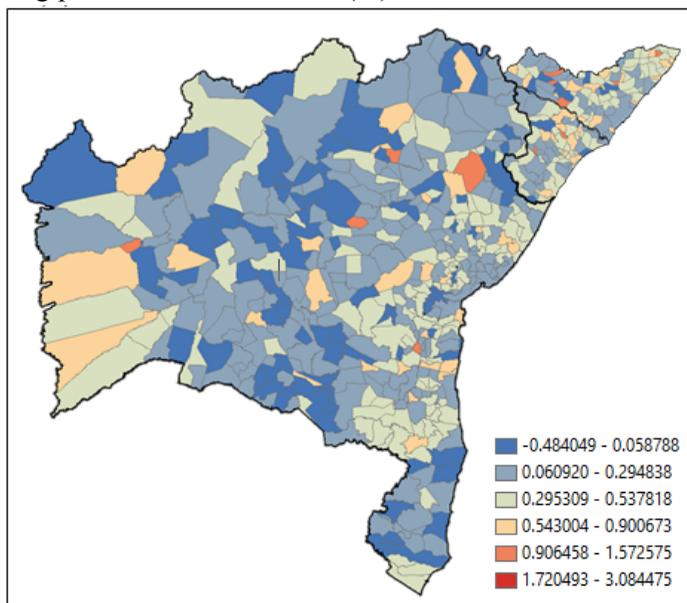


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ipeadata. *Software ArcMap.*

Os estados de Alagoas e Sergipe apresentam poucos municípios com baixo, ou negativo, crescimento da renda do trabalho. Já na

Bahia, por sua vez, aproximadamente 20,7% dos municípios apresentam baixo crescimento da renda do trabalho (crescimento menor que 5,87%). Por outro lado, nesses três estados, Alagoas, Sergipe e Bahia, nenhum município apresentou alto crescimento da renda proveniente do trabalho – aqueles com crescimento acima de 172%. E, além disso, percebe-se que apenas quatro municípios baianos se enquadram no grupo daqueles que mostraram um crescimento da renda média do trabalho superior a 90, diga-se Tucano (106,51%), Tapiramutá (105,75%), Catolândia (97,44%), Ipiaú (95,36%) e Filadélfia (91,54%). O baixo crescimento da renda do trabalho dos municípios baianos é evidente quando comparado, por exemplo, aos estados de Sergipe e Alagoas (Figura 3). O crescimento médio da renda do trabalho dos municípios da Bahia foi de 23,7%, enquanto que em Sergipe e Alagoas esse crescimento foi de 36% e 36,8%, respectivamente.

Figura 3 - Taxas de crescimento da renda do trabalho – Alagoas, Sergipe e Bahia – 2000-2010 (%)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ipeadata. *Software ArcMap.*

A Tabela 3 apresenta a estatística descritiva das variáveis selecionadas para os municípios da região Nordeste. São exibidos os valores médios, mínimos, máximos e desvios padrões das variáveis a serem analisadas na presente pesquisa.

Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo – região Nordeste

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Cresc. da renda do trabalho	0,345	0,340	-0,484	3,084
Log. da renda do trabalho	2,636	0,134	2,191	3,319
Acesso à água encanada	41,202	20,181	0,000	96,318
Acesso à iluminação elétrica	77,646	17,948	17,430	99,990
Educação	2,910	0,904	0,814	7,720
Mortalidade infantil	53,520	13,890	20,336	109,665
Índice de Gini	0,578	0,054	0,360	0,800
Taxa de Urbanização	0,500	0,205	0,016	1,000
Densidade populacional	84,315	421,612	0,913	9707,177
Criminalidade	11,986	12,358	0,000	91,344

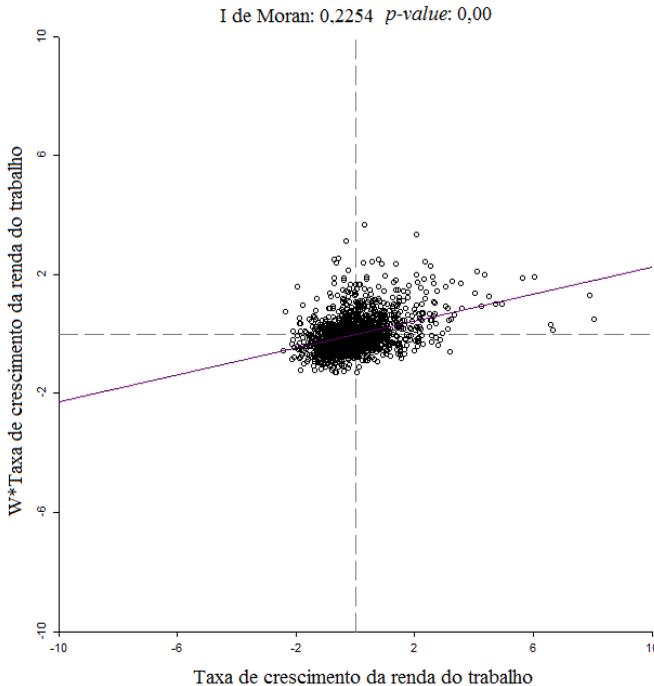
Fonte: Elaboração própria. *Software Stata*

A taxa de crescimento média da renda do trabalho no período 2000-2010 foi de aproximadamente 34,5%, nos municípios nordestinos, sendo o município de Monteirópolis aquele com menor taxa de crescimento (cerca de 48% negativo) no período de análise. Por outro lado, o município Isaías Coelho foi aquele com maior crescimento, como mencionado. Em relação ao percentual de indivíduos com acesso aos serviços de água encanada e iluminação elétrica, pode-se constatar que, em média, na região, respectivamente, 41% e 78% dos indivíduos tinham acesso a tais serviços. Outra informação relevante é que o município com menor percentual de pessoas com acesso a água encanada é Várzea Branca, no Piauí. Além disso, destaca-se o município de Itamaracá – território geográfico que compõe a Região Metropolitana do Recife – com maior média de homicídios na década de 2000.

5.2. Detectando a Autocorrelação Espacial

Para análise de autocorrelação espacial, inicialmente, foi calculado o I de Moran para as taxas médias de crescimento da renda do trabalho dos municípios do Nordeste brasileiro. O Gráfico 1 representa o diagrama de dispersão de Moran, onde, no eixo vertical, observa-se a defasagem espacial da variável de interesse (Wy) e, no eixo horizontal, tem-se o valor da variável de interesse, diga-se a taxa de crescimento da renda do trabalho.

Gráfico 1. I de Moran para as taxas de crescimento da renda do trabalho 2000-2010



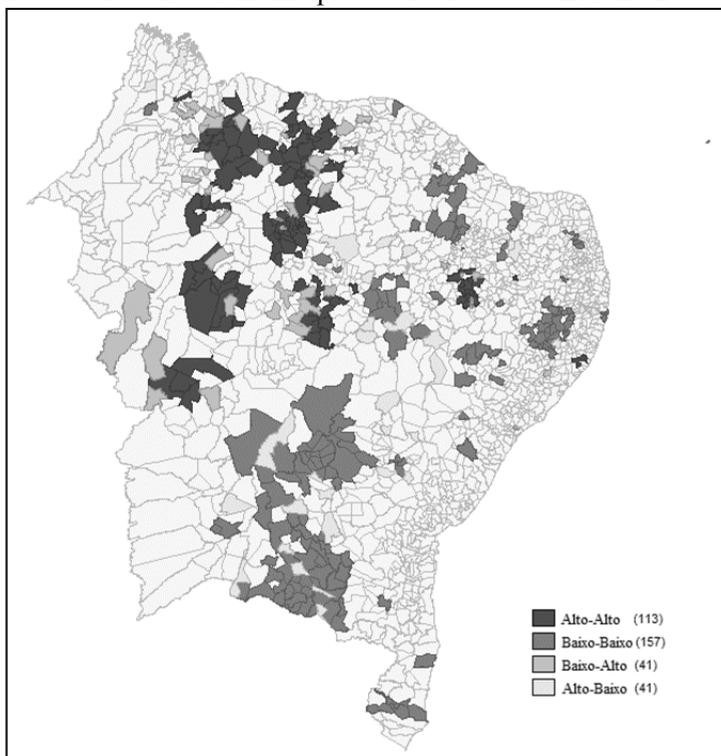
Fonte: Elaboração própria. *Software Geoda*.

No Gráfico 1, fica claramente perceptível os indícios de existência de autocorrelação espacial positiva nas taxas médias de crescimento da renda do trabalho. Como tais taxas se agrupam mais expressivamente no primeiro e terceiro quadrante do gráfico, tem-se

que, em média, localidades com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho são vizinhas daquelas também com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho. Veja que a estatística I de Moran permite rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial a um nível de significância de 1%, a partir de testes com 99 permutações.

Também foi analisado um indicador capaz de capturar padrões locais de autocorrelação espacial, nesse sentido, objetivando visualizar a autocorrelação espacial verificada por meio da estatística I de Moran, foi calculada a estatística LISA (Figura 4).

Figura 4 - Clusters dos municípios do Nordeste do Brasil - 2000-2010



Fonte: Elaboração própria. *Software Geoda*.

Pode-se perceber que, a um nível de confiança de 95%, a taxa de crescimento da renda média do trabalho municipal entre 2000-2010 apresenta certo padrão de autocorrelação espacial em algumas

localidades. Nesse sentido, municípios com baixa taxa de crescimento da renda trabalho que são próximos de outros também com baixa taxa de crescimento (padrão baixo-baixo) estão localizados na Bahia, Pernambuco e Ceará. Enquanto o padrão alto-alto se configura nos estados do Maranhão, Piauí e Paraíba. Serão analisados apenas dois casos com padrões distintos de crescimento, assim, optou-se pelos estados de Pernambuco e Paraíba por estes envolverem uma quantidade maior de municípios compondo os *clusters* de crescimento.

Em Pernambuco, mais especificadamente na Mesorregião do Agreste Pernambucano, observa-se um *cluster* de baixo crescimento composto pelos municípios de Caruaru, Santa Cruz do Capibaribe, Taquaritinga do Norte, Bezerros, Pesqueira, entre outros municípios. O fato curioso é que municípios como Caruaru e Santa Cruz do Capibaribe, apesar de fazerem parte do Arranjo Produtivo Local (APL) têxtil e de confecção do Agreste Pernambucano, estão inseridos nesse *cluster* de baixo crescimento da renda do trabalho. Contrapondo-se a essa realidade, das mesorregiões pernambucanas, o Agreste deteve o maior crescimento do PIB entre 2000 e 2009 (cerca de 149%). Uma possível justificativa para essa situação pode estar atrelada à forte influência da informalidade na atividade produtiva têxtil e de confecção da localidade. Também é relevante notar que, enquanto o crescimento médio da renda do trabalho, entre 2000 e 2010, nesse *cluster* de baixo crescimento pernambucano foi de 9,62%, em Pernambuco e no Nordeste esse crescimento foi de, respectivamente, 20,43% e 34,45%. O município de Barra de São Miguel (PB), é o único fora do estado pernambucano que faz parte desse *cluster*.

Com relação aos padrões de alto crescimento, verificou-se a existência de um *cluster* de alto crescimento na Paraíba composto pelos municípios de Igaracy, Curral Velho, Diamante, Itaporanga, Manaíra, Nazarezinho, Piancó, Princesa Isabel, Santana de Mangueira, São José de Piranhas, São José de Caiana, Boa Ventura e Nova Olinda. Todos esses municípios se localizam na Mesorregião do Sertão Paraibano. A média da taxa de crescimento da renda do trabalho entre 2000-2010 para os municípios, que compõem esse *cluster* de alto crescimento paraibano, foi de 68,14%, enquanto no Estado verificou-se um crescimento da renda do trabalho de 39,59%.

Realizada essa análise espacial, passa-se para a abordagem empírica do presente estudo. Dada a presença de autocorrelação espacial na taxa de crescimento da renda do trabalho na região Nordeste, verificada por meio da estatística I de Moran e da estatística LISA, examina-se os determinantes da renda do trabalho na região, ponderando a presença de autocorrelação espacial.

5.3. Resultados dos modelos

Inicialmente é importante ressaltar quais são os resultados esperados do modelo de crescimento da renda do trabalho que a literatura de crescimento econômico sugere. Neste sentido, o Quadro 2 apresenta um resumo das relações esperadas.

Seguindo a metodologia de Florax, Folmer e Rey (2003) para determinar o modelo mais adequado que analisa os determinantes do crescimento da renda do trabalho, inicialmente foi estimado o modelo utilizando a metodologia de MQO, apresentado na primeira coluna da Tabela 4. Porém, sabe-se que, uma vez detectada a autocorrelação espacial – o que justifica a utilização das técnicas de econometria espacial – faz-se necessário definir o modelo, isto é, o modelo de defasagem espacial ou o modelo de erro espacial, que melhor se adequa à análise.

A hipótese de ausência de dependência espacial é testada utilizando o Teste do Multiplicador de Lagrange. Como ambos ML_ρ e ML_λ são estatisticamente significantes com 95% de confiança e, além disso, a estatística do teste ML_λ é mais significativa que ML_ρ , ou seja $ML_\lambda > ML_\rho$, o modelo adequado – pela metodologia de Florax, Folmer e Rey (2003) – é o de erro espacial (SEM). Logo, apenas a última coluna da Tabela 4, referente ao modelo de erro espacial, será utilizada na análise dos determinantes do crescimento da renda do trabalho dos municípios do nordeste brasileiro.

Quadro 2 - Relações esperadas com a taxa de crescimento da renda do trabalho

Características dos municípios	VARIÁVEIS	Sinal esperado	Referencial teórico
Produtividade	Renda do trabalho no início do período (L_n)	-	Solow (1956)
	Número médio de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade (proxy para capital humano)	+	Lucas (1988); Mankiw, Romer e Weil (1992)
Qualidade de vida	Percentual de domicílios com acesso à água encanada (proxy para infraestrutura social)	+	Barro (1990)
	Percentual de domicílios com acesso à iluminação elétrica (proxy para infraestrutura social)	+	Barro (1990)
	Taxa de mortalidade infantil (proxy para estado de saúde)	-	Bloom, Canning e Sevilha (2001)
	Densidade populacional (proxy para efeitos de congestão)	-	Fujita, Krugman e Venables (1999)
	Taxa de urbanização (proxy para economias de aglomeração)	+	Fujita, Krugman e Venables (1999)
	Taxa de homicídios (proxy para criminalidade)	-	-
	Índice de Gini (proxy para desigualdade na distribuição interpessoal de renda)	-	Alesina e Rodrick (1994)

Fonte: Resende e Silva (2007).

Porém, antes de entrar na discussão dos resultados, a Figura 5 mostra que a autocorrelação espacial é tratada quando utilizado o modelo de erro espacial para a estimação. Isso também é ilustrado quando aplicado o teste I de Moran sobre os resíduos da regressão de MQO e da regressão com defasagem espacial, onde rejeita-se a hipótese nula com 95% de confiança, em outras palavras, rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação espacial. Apenas quando aplicado o teste de I de Moran sobre os resíduos do modelo de erro espacial não é possível rejeitar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial (ver “Diagnóstico para dependência espacial” na Tabela 4).

Tabela 4. Resultado das estimativas econométricas

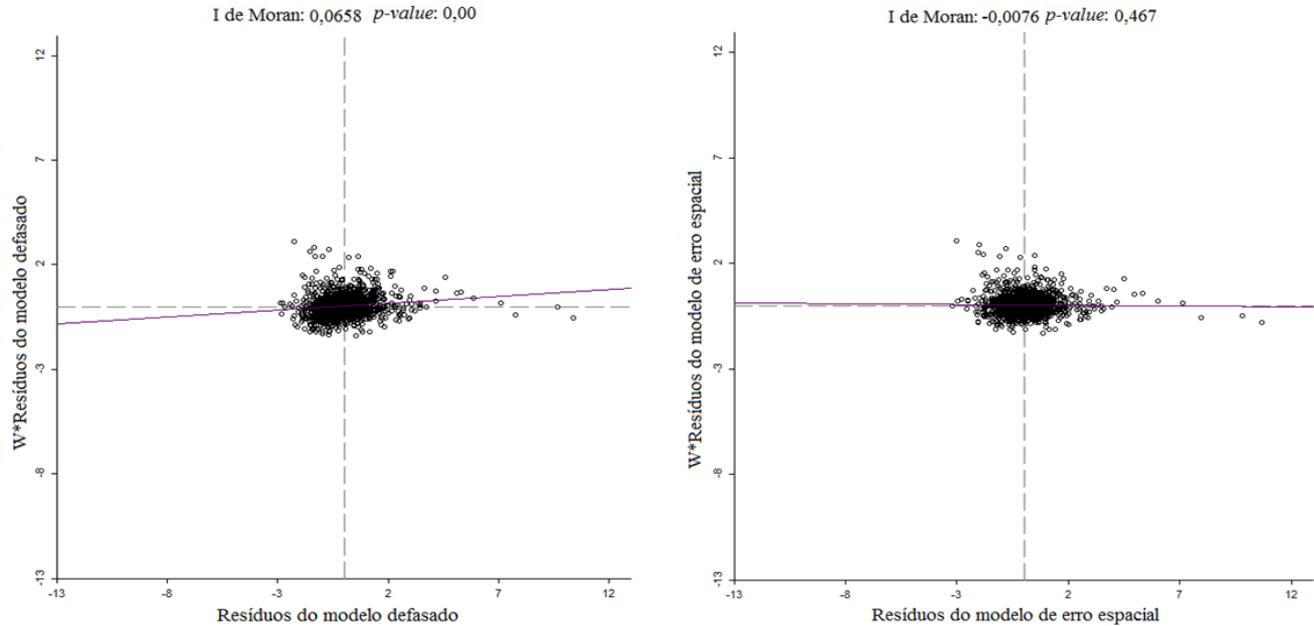
Variável dependente: taxa anual de crescimento da renda do trabalho entre 1991 e 2000			
Variáveis	MQO	Defasagem Espacial	Erro Espacial
Constante	5,671465 (0,00)	5,4977 (0,00)	5,8897 (0,00)
λ	-	-	0,3300 (0,00)
ρ	-	0,1725 (0,00)	-
<i>Dummy</i> municípios MA	0,1323 (0,00)	0,0981 (0,00)	0,1122 (0,0003)
<i>Dummy</i> municípios PI	0,1765 (0,00)	0,1190 (0,00)	0,1492 (0,00)
<i>Dummy</i> municípios CE	-0,0584 (0,0120)	-0,0620 (0,0066)	-0,0713 (0,0218)
<i>Dummy</i> municípios RN	0,0310 (0,1957)	0,0266 (0,2574)	0,0268 (0,4051)
<i>Dummy</i> municípios PB	0,0569 (0,0151)	0,0354 (0,1279)	0,0537 (0,0792)
<i>Dummy</i> municípios PE	-0,0310 (0,3003)	0,0278 (0,3454)	-0,0163 (0,6516)

<i>Dummy</i> municípios AL	0,0945 (0,0019)	0,0791 (0,0086)	0,1007 (0,0110)
<i>Dummy</i> municípios SE	0,0258 (0,4213)	0,0078 (0,8045)	0,0148 (0,7270)
Ln (renda do trabalho em 2000)	-2,1724 (0,00)	-2,1053 (0,00)	-2,2904 (0,00)
Número médio de anos de estudo em 2000	0,1222 (0,00)	0,1208 (0,00)	0,1439 (0,00)
Densidade populacional em 2000	$1,6729 \cdot 10^{-5}$ (0,2746)	$1,9654 \cdot 10^{-5}$ (0,1917)	$1,1439 \cdot 10^{-5}$ (0,00)
Taxa de urbanização em 2000 (%)	0,1987 (0,00)	0,1743 (0,00)	0,1708 (0,0002)
Média de homicídios na década de 2000	0,0022 (0,0103)	0,0023 (0,0082)	0,0023 (0,0134)
Pessoas com acesso à energia elétrica (%)	-0,0017 (0,0032)	-0,0017 (0,0022)	-0,0018 (0,0042)
Pessoas com acesso à água encanada (%)	0,0005 (0,2844)	0,00045 (0,3653)	0,00035 (0,5090)
Mortalidade infantil em 2000	-0,0008 (0,1177)	-0,0007 (0,1662)	-0,0006 (0,2810)
Índice de Gini em 2000	0,0619 (0,6482)	0,0126 (0,9247)	0,1491 (0,2880)
R^2	0,5054	0,5169	0,5372
Diagnóstico para dependência espacial			
Teste I de Moran – Resíduos	0,1350 (0,00)	0,0658 (0,00)	-0,0076 (0,467)
ML_p (defasagem)	7,097 (0,0077)	-	-
ML_λ (erro)	66,1280 (0,00)	-	-
Teste Likelihood Ratio	-	32,8359 (0,00)	83,2529 (0,00)

Fonte: Elaboração própria. *Software Stata*.

Nota: Os valores entre parênteses são os p valores.

Figura 5 - I de Moran dos resíduos dos modelos SAR e SEM



Fonte: Elaboração própria. *Software Geoda*.

A diferença entre os três modelos expostos na Tabela 4 consiste basicamente na magnitude dos parâmetros, não havendo grandes diferenças nos sinais das estimativas. Contudo, como já expresso, seguindo Florax, Folmer e Rey (2003), o modelo mais adequado a ser analisado será o de erro espacial. Nesse sentido, o parâmetro responsável por ponderar a autocorrelação espacial, diga-se λ , foi estatisticamente significativo e diferente de zero, indicando que um choque em um município do Nordeste espalha-se por toda região.

Em relação ao coeficiente de determinação, o modelo SEM indica que aproximadamente 53,7% dos diferenciais municipais das taxas de crescimento da renda do trabalho são explicados pelas variáveis selecionadas no modelo. O modelo é relativamente bem ajustado, apesar da existência de outras variáveis que condicionam as taxas de crescimento da renda. Também é importante ressaltar que esse coeficiente de determinação é superior em relação às estimativas via MQO (50,5%) e ao modelo SAR (51,7%).

Os fatores estatisticamente significantes, a um nível de confiança de 95%, para determinar a taxa de crescimento da renda proveniente do trabalho foram: renda do trabalho em 2000; número médio de anos de estudo; densidade populacional; taxa de urbanização; média de homicídios na década de 2000; e acesso à energia elétrica. Nesse sentido, com exceção das variáveis acesso à energia elétrica, densidade populacional e média de homicídios da década de 2000, as demais variáveis apresentaram sinais condizentes com a teoria econômica²⁶. No caso destas duas últimas variáveis (homicídios e densidade populacional), apesar de estatisticamente significante, elas apresentaram um coeficiente bastante reduzido.

O coeficiente negativo e estatisticamente significativo apresentado pela renda do trabalho em 2000 indica que os municípios nordestinos que apresentam grau inicial menor da renda proveniente do trabalho tendem a obter um crescimento mais rápido, em relação aqueles com nível de renda inicial mais elevado. Isso sugere, segundo Resende e Silva (2007), que não há uma convergência para um mesmo nível de renda do trabalho na região, o que ocorre é que a renda do trabalho em cada município converge para os seus próprios níveis de estado estacionário. Também o grau de escolaridade, representado

²⁶ Ver Quadro 2.

pela média de anos de estudo municipal, apresenta uma relação positiva com a taxa de crescimento da renda do trabalho. Isso sugere que, quanto mais elevado for o nível de escolaridade da população, maior será a taxa de crescimento da renda do trabalho daquele município.

Com relação à taxa de urbanização, o coeficiente com sinal positivo indica uma relação positiva entre essa variável e a taxa de crescimento da renda do trabalho. Essa relação positiva sugere que a aglomeração geográfica populacional ou das atividades econômicas leva os municípios a obterem ganhos de produtividade. Dessa forma, essa concentração geográfica geraria externalidades positivas maiores, em relação à possível presença de externalidades negativas.

Um fato curioso ocorreu em relação ao acesso à energia elétrica e à criminalidade (média de homicídios na década de 2000), que, apesar de apresentarem significância estatística, mostraram uma relação inversa com a taxa de crescimento da renda do trabalho. Dado que esse último resultado, como destacado anteriormente, não está de acordo com o que a literatura sugere, ressalta-se a necessidade de uma análise mais cuidadosa a respeito dos determinantes do crescimento da renda do trabalho, especialmente dadas as peculiaridades do Nordeste brasileiro em relação às demais regiões.

As *dummies* de municípios referentes aos estados de Maranhão, Piauí, Ceará e Alagoas foram significantes a um nível de significância de 5%, sugerindo que os municípios que compõem tais estados apresentam diferenças significativas nas taxas de crescimento da renda do trabalho em relação aos municípios da Bahia (estado de referência). Em relação aos municípios dos demais estados, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Sergipe, pode-se dizer que estes não apresentaram diferenças estatisticamente significativas nas taxas de crescimento da renda do trabalho, em relação aos municípios da Bahia. Todas as demais variáveis incluídas no modelo – acesso a água encanada, mortalidade infantil e índice de Gini – não se mostraram estatisticamente significantes com 95% de confiança.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

No presente artigo, foi analisado o comportamento da taxa de crescimento da renda do trabalho nos municípios do Nordeste brasileiro no período 2000-2010, objetivando detectar *clusters* de

baixo crescimento, bem como examinar quais os determinantes das taxas de crescimento da renda do trabalho a partir de uma modelagem de econometria espacial.

No que diz respeito ao comportamento da taxa de crescimento da renda do trabalho nos municípios, verificou-se a existência de municípios com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho com vizinhos também com alta (baixa) taxa de crescimento da renda do trabalho. Tal resultado indica a existência de autocorrelação espacial, no que tangencia a renda do trabalho, nos municípios nordestinos.

Quando aplicado o modelo de erro espacial observou-se que a ocorrência de choques em um município nordestino é capaz de transbordar para toda a região. E, além disso, constatou-se que as variáveis renda média do trabalho na década de 2000, média de anos de estudo em 2000 e taxa de urbanização em 2000 foram estatisticamente significantes ao nível de confiança de 95% e apresentaram uma relação positiva com a taxa de crescimento da renda do trabalho nos municípios nordestinos, no período 2000-2010. É importante ressaltar o papel da educação para o crescimento da renda proveniente do trabalho, verificada nos municípios da região. Como visto, o crescimento da renda do trabalho tem sido apontado como um dos fatores fundamentais para a recente redução da desigualdade de renda no país, e a educação, sendo um dos principais determinantes para o aumento da renda do trabalho, possui papel de destaque. Daí a importância e a necessidade de que se direcionem mais investimentos para essa área. Neste sentido, destaca-se o recente Projeto de Lei 5.500/2013, enviado pelo Poder Executivo ao Congresso Nacional, que prevê o direcionamento de 75% dos recursos obtidos pelos *royalties* do petróleo proveniente da camada pré-sal para a educação. A qualificação dos indivíduos é um fator essencial para o crescimento sustentável da renda do trabalho, capaz de gerar, de fato, ganhos redistributivos para a sociedade, e deve ser, portanto, alvo primordial das ações do poder público.

Finalmente, pode-se concluir que a presente pesquisa é um estudo preliminar sobre os determinantes da renda do trabalho na região, logo se ressalta a necessidade de uma análise mais aprofundada. Adicionalmente, sugere-se a ampliação desse estudo para as demais regiões brasileiras.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; RODRICK, D.. Distributive politics and economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n° 2, 1994.

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

BALLER, R. D.; ANSELIN, L.; MESSNER, S. F.; DEANE, G.; HAWKINS, D. F.. Structural covariates of U.S. county homicide rates: incorporating spatial effects. **Criminology**, v. 39, n° 3, 2001.

BARRO, Robert. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n° 8, 1990.

BARRO, Robert; SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic growth**. 2ª ed.. Cambridge: MIT, 2003.

BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILHA, J.. **The effect of health on economic growth: theory and evidence**. Cambridge: NBER, 2001. (Working papers, n° 8587).

BRASIL. **Projeto de Lei n° 5500/2013**. Dispõe sobre a destinação de recursos para a educação com a finalidade de cumprimento da meta prevista no inciso VI do caput do art. 214 da Constituição, e dá outras providências. Disponível em: <http://www.camara.gov.br/proposicoesWeb/prop_mostrarintegra?codteor=1085235&filename=PL+5500/2013>. Acesso em: 28/05/2013.

CARVALHO, A. Y. ; ALBUQUERQUE, P. H. M.. Métodos e modelos em econometria espacial: uma revisão. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 29, 2011.

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**, 2003.

FUJITA, M., KRUGMAN, P., VENABLES, A.J.. **The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade**. The MIT Press, 1999.

GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A.. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, nº 6, 1992.

GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A.. **Economic growth in a cross-section of cities**. Cambridge: NBER. Working papers, nº 5013. 1995.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. 5ª ed.. Nova Jersey: Prentice Hall, 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br> >. Acesso em 28/04/2013.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA/IPEADATA). *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em 28/04/2013.

LUCAS, Robert. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, nº 1, 1988.

MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N.. Contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, nº 2, 1992.

MARIZ, R.. Pesquisa mostra que Bolsa Família é irrelevante para diminuir desigualdade. **Correio Braziliense**, Brasília, 26/05/2013. Disponível em:

<<http://www.correiobraziliense.com.br/>>. Acesso em: 26/05/2013.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P.. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). In: XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2004, João Pessoa, PB. **Anais...** Belo Horizonte: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A113.pdf>>. Acesso em: 26/05/2013.

RESENDE, G. M. ; SILVA, A. M. A.. Crescimento econômico dos municípios da Região Sul do Brasil: uma análise espacial. **Ensaio FEE**, v. 28, 2007.

SILVA, A. M. A. ; RESENDE, G. M. . **Crescimento econômico comparado dos municípios alagoanos e mineiros: uma análise espacial**. Brasília: IPEA, 2006 (Texto Para Discussão IPEA nº 1162).

SILVEIRA NETO, R. M.. Crescimento e spillovers: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, nº Especial, 2001.

SOARES, S.. A distribuição dos rendimentos do trabalho e a queda da desigualdade de 1995 a 2009. **Boletim mercado de trabalho: conjuntura e análise**, Rio de Janeiro: IPEA, nº 45, 2010 (Nota Técnica). Disponível em: <https://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/mercadodetrabalho/bmt45_05_nt03_distribuicao.pdf>. Acesso em: 17/04/2013.

SOLOW, R. M.. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, nº 1, 1956.