

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E CONVERGÊNCIA DE RENDA DA  
MESORREGIÃO DO ARARIPE: UMA ABORDAGEM ESPACIAL**

**Wellington Ribeiro Justo. Prof. Adjunto da Universidade Regional do Cariri – URCA.**

**Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE. [justowr@yahoo.com.br](mailto:justowr@yahoo.com.br). (81)**

**8848-1898**

**Área:** Economia regional e urbana

# CRESCIMENTO ECONÔMICO E CONVERGÊNCIA DE RENDA DA MESORREGIÃO DO ARARIPE: UMA ABORDAGEM ESPACIAL

## Resumo

As desigualdades de rendas e a possibilidade de convergência têm sido exploradas na literatura respaldada nos modelos de crescimento. Este estudo teve como foco analisar a convergência de renda entre os municípios da Mesorregião do Araripe. As evidências iniciais apontam uma desigualdade de renda entre os municípios aliada a um elevado grau de pobreza e diferentes dinâmicas de crescimento que variam a depender do período analisado. Embora a pobreza tenha diminuído de forma mais acelerada nos últimos anos, possivelmente em consequência do maior aporte de recursos em políticas sociais, ainda assim, mantêm-se em patamares bastantes elevados. Os resultados sugerem a convergência absoluta e condicional da renda a depender do período analisado. Os resultados indicaram a necessidade de estimação dos modelos com correção espacial. Nestes casos, foram introduzidos nos modelos parâmetro de defasagem espacial para captar o efeito dos *spillovers* espaciais. Ou seja, os resultados sugerem que a dinâmica de crescimento dos municípios da Mesorregião do Araripe depende além da sua condição inicial da renda, do seu estoque de capital humano e de efeito de políticas sociais, e, também, da dinâmica dos municípios vizinhos.

**Palavras-chave:** Mesorregião do Araripe, Econometria Espacial, Convergência de renda, Ceará.

## 1 Introdução

No mundo há economias de todas as formas e tamanhos. Há países ricos e muito pobres e os que ficam entre os dois extremos. Algumas economias crescem rapidamente enquanto outras simplesmente não crescem ou encolhem ao longo do tempo provocando grandes disparidades de renda. Há uma grande variação entre as rendas *per capita* dos países. Quando se olha para um país como o Brasil este comportamento se repete e mesmo dentro do país em nível mais desagregado, por exemplo, estados ou mesorregiões é possível encontrar estas disparidades.

Nas duas últimas décadas diversos têm sido os trabalhos que abordam a concentração de renda no Nordeste do Brasil a exemplo de Gomes e Vergolino (1994), Vergolino e Monteiro Neto (1996) demonstrando que a atividade produtiva tem se concentrada nas regiões

metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza com a maior participação do Produto Interno Bruto (PIB) dessas regiões no Produto Interno Bruto total do Nordeste. Justo (1999) também demonstrou de forma semelhante como a Microrregião do Cariri perdeu importância relativa na formação do PIB do Ceará, passando de 11,03% em 1970 para 6,59% em 1995.

Baseados nas novas teorias de crescimento econômico trabalhos têm sido apresentados, ampliando-se o conceito de capital, ou seja, incorporando o capital humano para explicar as desigualdades de renda *per capita* seja entre países, ou entre regiões ou estados dos países – como Mankiw, Romer e Weil (1992), Barro e Sala-i-Martin (1995) em nível internacional, Azzonni (1994), Rocha e Vergolino (2002), em nível nacional e Justo (2004) em nível regional.

Mais recentemente, trabalhos têm utilizado os modelos de convergência com a abordagem espacial a exemplo: Magalhães et al. (2000), Magalhães (2001) e Silveira Neto (2001), entre outros, estudaram o caso dos estados brasileiros, levando em consideração a existência de *spillovers* espaciais de crescimento. Por sua vez, no que se refere aos municípios e microrregiões, Oliveira (2005) estudou o Estado do Ceará e Viera (2009) analisou o crescimento dos municípios de São Paulo.

Em síntese esses estudos buscam mostrar que diferentes níveis tanto qualitativamente como quantitativamente de variáveis geográficas e capital humano podem afetar a rentabilidade do capital e, por conseguinte a realização de investimentos resultando em áreas ricas (as que conseguem atrair maior volume de investimentos e crescem mais) e áreas pobres (as que atraem menores níveis de investimentos e que, portanto crescem menos) levando a efeito os *spillovers* espaciais. Neste trabalho utilizam-se as considerações destas, relativamente novas contribuições, para mensurar empiricamente a dinâmica de crescimento da Mesorregião do Araripe.

Estudos que busquem identificar as causas das desigualdades podem servir de subsídio para a adoção de políticas públicas que procuram diminuir estas desigualdades e melhorar a distribuição de renda, uma vez que essas diferenças podem ser não somente em função das dotações iniciais dos fatores de produção, mas em função dos níveis de capital humano e variáveis institucionais entre os municípios (JUSTO, 2004).

Após o período de estabilização econômica na economia brasileira a partir do Plano Real e de aumento nos gastos com políticas sociais que visam atenuar as desigualdades, é possível que tenha havido mudanças na dinâmica de crescimento dos municípios. Dentro deste contexto, em linhas gerais, este estudo busca analisar a convergência de renda entre os municípios da Mesorregião do Araripe nas últimas décadas, em vários sub-períodos, levando-

se em conta as externalidades geográficas. De forma mais específica o trabalho busca verificar a existência de convergência absoluta, convergência condicional e identificar a influência das externalidades espaciais na dinâmica de crescimento dos municípios da mesorregião do Araripe. Por fim verificar-se-á também o efeito das políticas sociais de combate à pobreza nesta dinâmica.

Este trabalho avança em termos da escassa literatura econômica sobre a mesorregião do Araripe, região conhecida mundialmente pela riqueza de fósseis do período cretáceo, ao considerarem dados mais recentes e incorporar na discussão a abordagem da questão espacial para a compreensão dos movimentos de convergência de renda. Desta forma, considera-se a importância das externalidades geográficas como fator determinante de retornos adicionais em virtude da aglomeração de firmas e pessoas em um determinado município.

O artigo além dessa introdução tem mais quatro seções. Na segunda seção faz-se uma breve resenha dos modelos de convergência e da econometria espacial. Na seção seguinte, por sua vez, apresenta-se a metodologia. Na quarta seção são apresentados os resultados e por fim na última seção a título de conclusões faz-se uma breve exposição dos principais contribuições do trabalho.

## **2 Revisão de Literatura**

A seguir será feita uma breve revisão da literatura dos modelos de crescimento e da econometria espacial.

### **Teoria do Crescimento: Modelagem com Concepção ampla de capital**

Como dito anteriormente a literatura tratando da convergência de renda é extensa abordando a diferença de renda *per capita* entre países regiões, municípios. Os estudos de convergência de renda, de forma geral, estão relacionados à teoria de crescimento econômico das nações, tendo como um dos pilares o trabalho de Solow (1956) e posteriormente Barro e Sala-i-Martin (1995) que discutem os conceitos e formulações teóricas sobre este crescimento no século XX.

Desde a década de 50 do século passado, vem-se trabalhando a questão do crescimento econômico no intuito de responder uma pergunta chave: porque alguns países são tão ricos e outros tão pobres?

O exame deste tema tem como ponto de partida dois artigos de Robert Solow do Massachusetts Institute of Technology (MIT). As idéias lançadas por Solow ajudaram no

entendimento do papel da acumulação de capital físico e destacaram a importância do progresso técnico como mola propulsora do crescimento sustentado (JONES, 1998).

No começo da década de 80 também do século passado o trabalho de Paul Romer e Robert Lucas da Universidade de Chicago reacendeu o interesse dos macroeconomistas pelo tema do crescimento econômico.

Mankiw, Romer e Weil (1992) avaliaram as implicações empíricas do modelo de Solow e concluíram que apesar de apresentar um bom desempenho o ajustamento do modelo poderia ser melhorado ao incluir o capital humano. A ideia é que a mão-de-obra de diferentes economias tem diferentes níveis de instrução e qualificação. Desta forma eles desenvolveram o modelo de capital humano.

Os modelos neoclássicos explicam as diferenças de renda entre as economias, mas para saber o poder de explicação destes modelos nas diferenças das taxas de crescimento faz-se necessário analisar a convergência. Dito de outra forma, como esses modelos procuram explicar porque determinadas economias crescem mais rapidamente do que outras.

Nesta seção será apresentada de forma sucinta a teoria que respalda trabalhos com este enfoque.

### **O modelo de Solow ampliado:**

Mankiw, Romer e Weil (1992) incorporam a um modelo de crescimento endógeno o capital humano com as seguintes hipóteses:

$$Y_{(t)} = K_{(t)}^{\alpha} H_{(t)}^{\beta} [A_{(t)} L_{(t)}]^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

No modelo com capital humano o produto de longo prazo é determinado não somente pelo capital físico, mas também pelo capital humano. Ao contrário do modelo de Solow, nesse modelo não se exigem altas taxas de poupança e crescimento populacional para explicar diferenças espaciais nas rendas *per capita*. O modelo com capital humano apresenta as elasticidades do produto, com relação aos seus determinantes, valores superiores aos valores encontrados no modelo de Solow. Assim, modelos que trabalham com uma concepção ampla de capital podem explicar melhor as diferenças espaciais de renda entre os municípios (JUSTO, 2004).

Dentro deste contexto, pode-se incorporar ao modelo uma variável institucional e trabalhar com uma função de produção da seguinte forma:

$$Y_t = F(K_t, A_t L_t, H_t, INST_t) \quad (2)$$

## Convergência Absoluta e Condicional em um Contexto do Modelo de Solow Ampliado

A hipótese de convergência absoluta em síntese diz que quanto mais distante do estado estacionário maior a taxa de variação face à exogeneidade do progresso técnico e dos rendimentos decrescentes.

Há uma relação inversa entre o nível de capital e a sua taxa de variação. Então economias com as mesmas preferências e diferentes níveis de capital  $[k(t)]$ , as economias mais pobres terão maiores taxas de variação de  $k(t)$ , ou seja, haverá convergência absoluta.

A função de produção na forma intensiva é dada por:

$$y_t = k_t^\alpha h_t^\beta \quad (3)$$

As Dinâmicas das variáveis  $k$  e  $h$  são dadas por:

$$\begin{aligned} \dot{k}_t &= s_k k_t^\alpha h_t^\beta - (n+g)k_t \\ \dot{h}_t &= s_H k_t^\alpha h_t^\beta - (n+g)h_t \end{aligned} \quad (4)$$

A hipótese da convergência condicional segundo Mankiw, Romer e Weil (1992) em termos *per capita* é a seguinte<sup>1</sup>:

$$\begin{aligned} \text{Ln} \left[ \frac{Y_{(t)}}{L_{(t)}} \right] - \text{Ln} \left[ \frac{Y_{(0)}}{L_{(0)}} \right] &= (1-e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} [\text{Ln} S_k - \text{Ln}(n+g+\delta)] + (1-e^{-\lambda t}) [\text{Ln} S_h - \text{Ln}(n+g+\delta)] \\ &\quad - (1-e^{-\lambda t}) \text{Ln} \left[ \frac{Y_{(0)}}{L_{(0)}} \right] \end{aligned} \quad (5)$$

Modelos de crescimento endógeno fazem, portanto, predições muito diferentes do modelo de Solow, a despeito da convergência. Nos modelos de crescimento endógeno a diferença de renda *per capita* pode persistir indefinidamente mesmo se as unidades geográficas tiverem a mesma taxa de poupança e crescimento populacional.

Os estudos de convergência têm sido explorados mais recentemente incorporando o efeito de *spillovers* espaciais através da econometria espacial. Na seção a seguir será feita uma pequena revisão de econometria espacial.

### Econometria Espacial: uma breve resenha

O estudo de regressão espacial normalmente inicia-se com a análise exploratória dos dados. Esta etapa é importante porque permite visualizar a distribuição espacial dos dados, possibilitando possíveis diagnósticos de aspectos espaciais dos modelos estatísticos os quais podem auxiliar na especificação dos modelos de regressão (Chi and Zhu, 2008). Em particular

<sup>1</sup> Fazendo  $\beta=0$  obtém-se a equação do modelo de Solow.

<sup>2</sup> Onde o termo  $(n+g+\delta)$  é a depreciação efetiva.

a seguir apresentar-se-á uma breve revisão de autocorrelação e heterogeneidade espacial<sup>3</sup>. Embora os dois processos sejam igualmente importantes a autocorrelação espacial positiva é, sobremaneira, a mais intuitiva, e é encontrada, com maior frequência nos fenômenos (VIERA, 2009).

A autocorrelação espacial, também conhecida como dependência espacial, interação espacial ou interação local é definida como uma medida de similaridade entre dois valores de um atributo que estão próximos espacialmente. De acordo com Pacheco and Tirrel (2002) a autocorrelação espacial pode ser mensurada por vários índices entre os quais o mais conhecido é o I de Moran que mede o grau de associação linear entre um atributo ( $y$ ) em um dado local e a média ponderada dos atributos nas localidades vizinhas ( $W_y$ ) e pode ser interpretada como a inclinação da regressão de ( $y$ ) em ( $W_y$ ). A autocorrelação espacial pode ser visualmente ilustrada em um gráfico em que ( $W_y$ ) é plotado no eixo vertical e ( $y$ ) no eixo horizontal.

A estatística I de Moran descreve a autocorrelação espacial nos dados e é freqüentemente conhecido como diagnostico global. Este teste é útil, por exemplo, quando os dados apresentam um padrão espacial homogêneo, mas não é muito informativo quando os dados apresentam vários regimes espaciais. Segundo Anselin (1996) o I de Moran pode ser considerado uma medida “bruta” de autocorrelação espacial quando se mostra um gráfico de dispersão dos dados e se percebe a presença de diferentes regimes espaciais. Uma solução, neste caso é examinar a Estatística I de Moran local.

A heterogeneidade espacial (também conhecida como uma estrutura espacial, não-estacionaridade, tendência global de larga escala dos dados) refere-se às diferenças na média e/ou variância, e/ou covariância incluindo autocorrelação dentro de uma região espacial. Diferentemente da autocorrelação espacial requer que a média e a variância de um atributo seja constante no espaço, e a autocorrelação espacial de um atributo em quaisquer duas localidades dependa de um *lag* da distância entre duas localidades, mas não da própria localização.

Nem sempre é fácil distinguir a heterogeneidade espacial da autocorrelação espacial. A presença de *clusters*, por exemplo, pode induzir a autocorrelação espacial entre vizinhos, mas também pode ser sinal de diferentes possibilidades de regimes espaciais (Anselin, 2001). Testes para determinar autocorrelação espacial ou heteroscedasticidade podem gerar resultados inconclusivos.

---

<sup>3</sup> A idéia aqui é apenas colocar de forma sucinta a questão sem aprofundar na teoria, mas ao mesmo tempo em que possa dotar o leitor das informações mínimas para a compreensão da metodologia. LeSage e Pace (2009) fazem um levantamento dos recentes avanços nesta área.

Para considerar a autocorrelação espacial em um conjunto de dados é necessário estabelecer a estrutura da vizinhança para cada localidade especificando àquelas locações que são consideradas vizinhas (LeSage e Pace, 2009). Em particular, faz-se necessário especificar uma matriz de pesos correspondentes à estrutura de vizinhança tal que a matriz de variância-covariância possa ser expressa como uma função de um pequeno número de parâmetros estimáveis compatíveis com o tamanho da amostra (Anselin, 2002). Os tipos de matrizes de pesos utilizadas na econometria espacial incluem entre outros os seguintes tipos: torre, rainha, matriz de contigüidade, matriz de pesos espaciais por meio de uma distância limite, mas com um número fixo de vizinhos próximos (*k*-nearest), matriz de peso das distâncias, e a matriz do inverso das distâncias. Normalmente a matriz de pesos é definida exogenamente e após a comparação entre vários tipos de matrizes. Segundo Voss and Chi (2006) criam-se vários tipos de matrizes de pesos e escolhe-se aquela que apresenta a mais alta significância estatística, por exemplo<sup>4</sup>.

Segundo Chi and Zhu (2008) há dois problemas associados com a especificação dos pesos espaciais na prática. Um problema é que a estrutura de pesos pode ser afetada pela qualidade dos dados geo-referenciados. O outro problema é que o uso de alguma matriz de peso de distância pode requerer um valor limiar, que pode ser difícil de ser determinado especialmente quando há forte heterogeneidade espacial. Um pequeno limiar pode produzir muitas ilhas, enquanto um grande limiar cria uma quantidade excessiva de vizinhos. Uma solução para este caso proposto por Anselin (2002) é a estrutura de matriz de pesos espaciais por meio de uma distância limite, mas com um número fixo de vizinhos próximos (*k*-nearest).

O modelo de regressão linear simples assume que os termos de erro são independentes e identicamente distribuídos. Pode-se assumir também a hipótese da normalidade dos erros. Após estimar um modelo, examinam-se os resíduos para verificar se violam ou não as hipóteses assumidas. Caso estas sejam violadas a utilização da estimação pode ser imprópria para se fazer inferências. Aqui, o interesse particular é na hipótese da independência dos erros que freqüentemente são violados em virtude da autocorrelação espacial. Por um lado, para o caso de autocorrelação na variável dependente, as estimativas de MQO são viesadas e inconsistentes, por outro lado, quando a correlação está presente no termo de erro, não há viés, nem inconsistência, mas o estimador de MQO deixa de ser o mais eficiente. Como dito anteriormente um teste para verificar esta hipótese é a estatística *I* de Moran. Se houver

---

<sup>4</sup> Viera (2009) testa várias matrizes de pesos espaciais para analisar o crescimento dos municípios paulistas.

autocorrelação espacial nos erros, os erros-padrão da regressão linear produzem resultados viesados.

Segundo Chi e Zhu (2008) em relação ao modelo de regressão linear, o modelo de regressão linear espacial comumente usado inclui além dos usuais coeficientes das variáveis explicativas ( $\beta$ ) e a variância do termo de erro ( $\sigma^2$ ) um coeficiente auto-regressivo espacial ( $\rho$ ), que mede a força da autocorrelação espacial. Inclui também uma matriz de pesos ( $W$ ) correspondente a estrutura de vizinhança e a matriz de pesos ( $D$ ) que são pré-especificadas. Outros modelos mais complexos são possíveis, mas foge do foco deste trabalho<sup>5</sup>.

Especificar-se-á a partir de agora um modelo de regressão linear espacial quando os termos de erros são especificados. Dois modelos mais comumente utilizados serão apresentados: o Modelo de Lag espacial cuja estrutura é assim modelada:

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon_i \quad (6)$$

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

$$Y = X\beta + u, u = \rho Wu + \varepsilon_i \quad (7)$$

Onde os termos são definidos como no modelo anterior.

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

Para um dado conjunto de dados vários modelos de regressões podem ser especificados. Se os modelos são aninhados pode-se utilizar um teste de razão de verossimilhança (LR)<sup>6</sup> para comparar os modelos. Se os modelos não são aninhados, pode-se utilizar o AIC (Akaike's Information Criterion) e BIC (Schwartz's Bayesian Information

---

<sup>5</sup> Para aprofundar nestes modelos veja LeSage e Pace (2009).

<sup>6</sup> Likelihood Ratio Tests.

Criterion). Modelos com menores BIC e AIC são considerados melhores. Outros testes podem ser realizados como o teste de Breusch- Pagan espacial (CHI and ZHU, 2008).

### 3 Metodologia

A fonte básica dos dados foi: IBGE, IPEA e Atlas do Desenvolvimento Humano do PNUD.

A área de estudo é a Mesorregião do Araripe cuja localização geográfica pode ser vista no Mapa 1 destacando-a em termos do nordeste brasileiro. A mesorregião do Araripe é formada por 88 municípios distribuídos da seguinte forma: 25 no Ceará, 17 em Pernambuco e 46 no Piauí.

Mapa 1 Localização geográfica da Mesorregião do Araripe.



Fonte: Fonte IBGE (2010). Elaboração Própria.

O Mapa 2 dá maior destaque para a divisão geográfica dos municípios que compõe a Mesorregião do Araripe. Na referida área está a Floresta Nacional do Araripe que foi a primeira floresta nacional criada no Brasil. Esta região tem sido destacada internacionalmente pela reserva de fósseis do período cretáceo. Recentemente nesta região e justamente pela importância mundial destas reservas foi criado o primeiro Geoparque das Américas, o Geopark Araripe. A referida área também compreende parte da Área de Proteção Ambiental da Chapada do Araripe criada por decreto oficial em 1996 (FUNDETEC-MMA, 1999).

Mais informações sobre características socioeconômicas da referida área será apresentada adiante nas evidências iniciais.

Mapa 2 Mesorregião do Araripe: divisão geográfica



Fonte: Fonte IBGE (2010). Elaboração Própria.

### 3.1 Modelo Empírico

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

Um teste utilizado, como foi dito anteriormente, para detectar possíveis a autocorrelação espacial é o teste I de Moran. Esta estatística segue a seguinte expressão segundo Battisti and Vaio (2009):

$$I = \frac{n}{q} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j} \quad (8)$$

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

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

Onde  $d_i$  é um valor crítico, definido para cada observação  $i$ , assegurando que cada município da Mesorregião tenha o mesmo número ( $k=3$ ) de vizinhos.

Os modelos empíricos a serem estimados seguem as equações (4) e (5) para o modelo estimado por OLS<sup>7</sup>. E seguindo as equações (6) e (7) para os modelos com *lag* espacial (SLM) e erro espacial (SEM), respectivamente. Fazendo-se, desta forma as respectivas mudanças tem-se então que o modelo empírico da convergência com autocorrelação espacial e dependência espacial tem-se:

$$\frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \text{Ln}(Y_{i0}) + (1-\lambda W)^{-1} \varepsilon_i \quad (9)$$

---

<sup>7</sup> Ordinary Least Squares

$$\frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \text{Ln}(Y_{i0}) + \delta X + (1-\lambda W)^{-1} \epsilon_i \quad (10)$$

Já para os modelos a serem estimados para a convergência condicional com autocorrelação espacial e dependência espacial, tem-se:

$$\frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \text{Ln}(Y_{i0}) + \rho W \text{Ln} \left( \frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) + u_i \quad (11)$$

$$\frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \text{Ln}(Y_{i0}) + \delta X + \rho W \text{Ln} \left( \frac{Y_{it}}{Y_{i0}} \right) + u_i \quad (12)$$

X indica o vetor das demais variáveis explicativas do modelo que neste caso são o nível de escolaridade e o IDH, sendo esta última considerada, aqui, como a variável institucional para captar possíveis efeitos das políticas sociais. W é a matriz de peso espacial que neste caso foi utilizada com um número fixo de vizinhos próximos (k-nearest) com k assumindo, como dito anteriormente, valor igual a 3 evitando-se assim o problema de ilhas.  $\lambda$  e  $\rho$ <sup>8</sup> são respectivamente o coeficiente de erro escalar e o coeficiente de defasagem espacial.

## 4 Resultados e Discussões

### 4.1 Evidências Iniciais

A mesorregião do Araripe é formada por 88 municípios distribuídos da seguinte forma: 25 no Ceará que correspondente a (10,24%) da área do estado, 17 em Pernambuco representando (5,35%) do território pernambucano e 46 no Piauí, correspondendo a cerca de (8,15%) da área deste estado como pode ser visto na Tabela 1. Em termos da proporção da população dos municípios da Mesorregião do Araripe na população de cada estado a maior magnitude fica para os municípios do estado do Piauí com (10,35%). Destaca-se que esse estado contém o maior número de municípios da mesorregião. Os municípios da mesorregião do Araripe que se situam em Pernambuco têm menor peso na população do estado com apenas (5,35%) e (10,24%) da população do Ceará.

Quando se analisa, contudo, em termos da proporção da área geográfica dos três estados, o destaque fica para Pernambuco onde os municípios deste estado que fazem parte da Mesorregião do Araripe abrange 21,06% do território pernambucano, (14,38%) do Piauí e

---

<sup>8</sup> Quando  $\lambda = 0$ , não há autocorrelação espacial. Por outro lado quando  $\lambda \neq 0$ , um choque que aconteça em um município espalha-se para todos os demais municípios.

apenas (9,92%) do território cearense. No total, os 88 municípios da Mesorregião do Araripe abrangem (14,4%) da área geográfica dos três estados como pode ser visto na Tabela 1.

Uma característica nos estudos de convergência de renda é que as taxas de crescimento podem variar bastante entre as unidades geográficas consideradas. Aqui, com enfoque nos municípios, conforme se pode ver na Tabela 2 não foge a regra, ou seja, há uma grande variação entre as taxas de crescimento entre os municípios que compõe a mesorregião. Lucas (1988) mostra que uma regra prática bastante convincente é a de que um país que cresce a uma taxa (X%) ao ano, dobrará a renda *per capita* a cada  $(70/X)$  anos<sup>9</sup>. De acordo com esta regra o PIB *per capita* do município com menor taxa de crescimento da Mesorregião do Araripe dobrará em -7,35<sup>10</sup> anos enquanto no município de maior taxa de crescimento a sua renda dobrará em apenas 5,4 anos considerando a taxa de crescimento do período 2003-2006. As taxas de crescimento, contudo, não são necessariamente constantes ao longo do tempo. Considerando a taxa de crescimento do período 2003-2006 a maior taxa de crescimento foi de (5,54%) enquanto a mínima foi de (-1,01%).

Tabela 1 Indicadores Geográficos da Mesorregião do Araripe

Especificação	Estados			
	Ceará	Pernambuco	Piauí	Total
Total de Municípios	184	185	223	592
Municípios da Mesorregião	25	17	46	88
Área do Estado	146.361	98.948	252.389	497.698
Área da Mesorregião	14.528	20.841	36.310	71.679
Mesorregião /Estado (%)	9,92	21,06	14,38	14,40
População do Estado 2007	8.185.286	8.485.386	3.032.421	19.703.093
População da Mesorregião	838.386	454.072	313.758	1.606.216
Mesorregião /Estado (%)	10,24	5,35	10,35	8,15

Fonte: IBGE. Elaboração Própria.

A figura 1 evidencia a distribuição geográfica dentro da Mesorregião do Araripe das diferentes taxas de crescimento entre os municípios no período 1991-2006. O círculo dentro da área de cada município corresponde à taxa de crescimento. Para municípios cuja taxa de crescimento foi muito pequena ou apresentou encolhimento do PIB neste período, não há indicação.

<sup>9</sup> Seja  $y(t)$  a renda *per capita* do período  $t$  e seja  $y_0$  o valor inicial da renda *per capita*. Assim,  $y(t) = y_0 e^{gt}$ . O tempo que se leva para dobrar a renda *per capita* é dada por  $t^*$  em que  $y(t) = 2y_0$ . Desta forma,  $t^* = \log 2 / g$ .

<sup>10</sup> Neste caso, por se tratar de taxa de crescimento negativa, seria o tempo para reduzir à metade o tamanho da economia.

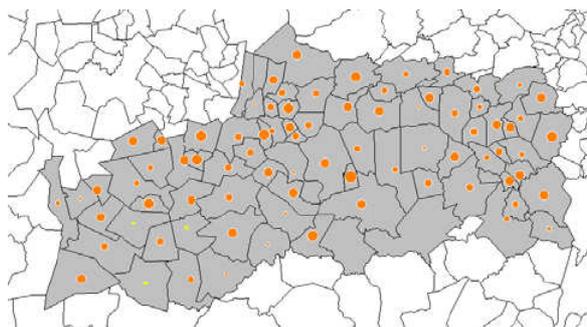


Figura 1 Taxas de Crescimento do PIB dos municípios da Mesorregião do Araripe: 1991-2006.

Fonte: IBGE. Elaboração Própria.

As desigualdades econômicas também ficam evidenciadas quando se analisa o PIB *per capita* médio dos municípios da Mesorregião em cada Estado. Em 2006, para O Ceará a proporção do maior e o menor é de 2,31, para Pernambuco é 1,79 enquanto para o Piauí que apresenta a menor desigualdade intermunicipal é de 1,60. Vale lembrar, conforme Justo (2006), os valores do PIB *per capita* do Estado do Piauí, por exemplo, representa menos da metade do PIB *per capita* de São Paulo.

Tabela 2 Dinâmica Econômica Recente da Mesorregião do Araripe

Especificação	Estados		
	Ceará	Pernambuco	Piauí
PIB 2003*	1.644.469	675.639,4	436749,3
PIB per capita Médio 2003*	2334,86	1982,87	1871,20
Mediana	2055,84	1965,39	1747,47
Mínimo	1697,28	1567,59	1266,11
Máximo	4617,81	2698,17	8557,36
Taxa de Crescimento 2003-2006			
Média	2,90	6,55	5,83
Mediana	3,87	6,50	5,51
Mínimo	-9,43	4,75	-1,01
Máximo	5,54	9,75	12,81
PIB 2000*	1428349	697.480,2	370994,1
PIB per capita Médio 2000*	1519,37	1731,91	1331,22
Mediana	1358,59	1716,06	1290,64
Mínimo	1067,43	1433,68	1043,22
Máximo	2960,64	2297,90	1740,03
PIB 2006*	1.874.863	801.525,9	520384,7
PIB per capita Médio 2006*	1677,32	1750,55	1500,71
Mediana	1561,81	1767,15	1445,85
Mínimo	1163,17	1433,68	966,49
Máximo	2692,57	2297,90	2582,55

Fonte: IBGE. Elaboração própria.

A desigualdade de renda no Brasil tem sido enfrentada com maior ênfase a partir da estabilização econômica de forma mais incipiente e com maior aporte de recursos nos últimos anos do governo Luiz Inácio da Silva, por meio de políticas sociais que visam atenuar estas

desigualdades. Embora estas políticas não sejam na essência políticas regionais acabam tendo este efeito em virtude da maior concentração da pobreza em determinadas regiões do país, notadamente no Nordeste. Destarte, estas políticas terminam impactando na dinâmica de crescimento das regiões com maior concentração de pobreza. A Mesorregião do Araripe por localizar-se nos “bolsões de pobreza” do Nordeste tem sido contemplada com recursos significantes para a economia dos municípios.

A tabela 3 mostra a evolução da pobreza nos municípios da Mesorregião agregados por estado. Ou seja, calcularam-se os indicadores de pobreza dos municípios da Mesorregião do Araripe de acordo com o estado a que estes pertencem. De forma geral observa-se que entre 1991 e 2000 houve redução da pobreza para os municípios localizados nos três estados. Os municípios do Piauí são os que apresentam um maior percentual de pessoas classificadas como pobres seguidos pelos municípios do Ceará e Pernambuco. A diminuição da pobreza nesse período calculado pela média foi mais acentuada no Ceará com uma variação de (-23,45%), seguida pelo Piauí (-22,01%) e finalmente em Pernambuco (-21,01%)<sup>11</sup>.

Tabela 3 Evolução da Pobreza na Mesorregião do Araripe: percentual de pessoas pobres (1991 e 2000)

Percentual de Pessoas Indigentes	Ceará		Pernambuco		Piauí	
	1991	2000	1991	2000	1991	2000
Media	61,54	47,11	59,10	46,09	65,12	51,43
Mediana	62,32	47,24	61,40	48,55	65,59	51,30
Mínimo	31,05	25,13	10,99	8,73	49,48	33,05
Máximo	75,20	62,36	82,79	64,78	78,64	72,91

Fonte: IPEA. Elaboração própria.

A análise a seguir segue Vergolino et al. (2008).<sup>12</sup> A idéia é mostrar as diferentes dinâmicas de crescimento entre os municípios da Mesorregião do Araripe tentando agregá-los de acordo com as similaridades das variáveis analisadas. O quadro 1 foi construído levando em consideração quatro cenários: baixo PIB e baixo crescimento; baixo PIB e Alto crescimento; Alto PIB e baixo crescimento e finalmente alto PIB e alto crescimento considerando a taxa de crescimento no período 2003 -2006.

<sup>11</sup> Quando se analisam os dados mais recentes esta dinâmica continua. Não foram incorporados dados mais recentes para não utilizar fontes diferentes o que muitas vezes impede a comparação.

<sup>12</sup> Aqui além de levar em consideração dados mais recentes, procura-se colocar de forma mais clara uma vez que no referido trabalho às vezes se coloca PIB x Taxa de Crescimento em outros momentos PIB x IDH.

## **Padrão de Crescimento Econômico Recente da Mesorregião do Araripe**

Considerando que boa parte dos municípios da Mesorregião do Araripe apresenta um significativo número de pobres, eles têm recebido uma quantidade razoável de recursos do governo federal através das políticas de transferências de renda o que tem levado a efeito mudanças significativas na dinâmica de crescimento destes municípios. Outro componente que tem impactado nas taxas de crescimento das regiões mais pobres é a política de aumento contínuo do salário mínimo e consequentemente das aposentadorias e pensões para quem recebe 1 salário mínimo<sup>13</sup>.

Examinando, por exemplo, municípios com baixo PIB e com alto crescimento, percebem-se que este crescimento se dá, provavelmente por este tipo de política, uma vez que estes municípios em geral não receberam nenhum empreendimento de porte que justifique esta dinâmica de crescimento neste período. Neste quadrante todos os municípios pertencem ao estado do Piauí

### **Alto PIB e Alto Crescimento**

De acordo com o quarto quadrante do quadro 2 observa-se que dos 88 municípios da mesorregião apenas 6 estão entre os mais dinâmicos. Dois dos municípios ficam no Piauí e os demais em Pernambuco na maior região produtora de gesso do Brasil. É possível, que em função do crescimento no setor da construção civil impactado entre outros motivos pelo aumento na oferta de crédito para o setor imobiliário, que tenha contribuído para as altas taxas de crescimento destes municípios do pólo gesseiro.

Apenas o município de Santo Antonio de Lisboa fica fora da área produtora de gesso e destaca-se por ser grande produtor de caju. Estes resultados contrapõem os resultados encontrados por Vergolino et al (2008). Contudo, o período analisado por estes, antecede o período aqui analisado reforçando a hipótese que as taxas de crescimento não são constantes ao longo do tempo. Dos seis municípios situados no quarto quadrante apenas Ouricuri e São José do Belmonte foram classificados na mesma situação pelos referidos autores.

### **Alto PIB e Baixo Crescimento**

A quase totalidade dos municípios enquadrados nesta categoria pertence ao Estado do Ceará mais especificamente no Cariri Cearense margeando a conurbação Crajubar formada pelos municípios de Crato, Juazeiro do Norte e Barbalha. Um resultado interessante aqui é

---

<sup>13</sup> Justo (2009) mostra que o percentual de pessoas que recebem 1 salário mínimo e o percentual de pensionistas e aposentados que também recebem 1 salário mínimo é proporcionalmente bem maior no Nordeste que em outras regiões do Brasil.

que estes três maiores municípios do Cariri não se enquadram nesta categoria<sup>14</sup>. Possivelmente os programas de transferências de renda têm impactado mais fortemente nos municípios que apresentarem um maior percentual de pobres que é o público alvo destas políticas. Outros fatores também ajudam a explicar o desempenho dos municípios pertencentes a esta categoria como o aumento dos investimentos do PRONAF em alguns destes municípios que têm uma participação maior do PIB agrícola no PIB total em comparação aos três municípios citados.

#### QUADRO 1

##### Correlação Entre PIB de 2003 e Taxa de Crescimento do PIB 2003 -2006

Níveis do PIB	Baixo Crescimento do PIB	Alto Crescimento do PIB
Baixo PIB	Betânia do Piauí Conceição do Canindé Lagoa do Barro do Piauí Marcolândia Santo Inácio do Piauí São Francisco de Assis do Piauí Socorro do Piauí	Acauã Alagoinha do Piauí Campo Alegre do Fidalgo Francisco Macedo Pio IX Santa Cruz Santa Filomena São João do Piauí
Alto PIB	Abaíara Araripe Aurora Barro Brejo Santo Campos Sales Jati Mauriti Milagres Nova Olinda Pedro Laurentino	Caldeirão Grande do Piauí Ouricuri Parnamirim Santo Antônio de Lisboa São José do Belmonte Trindade

Fonte: Seguindo Vergolino et al. (2008). A fonte dos dados é o IBGE. Elaboração própria.

\*Nota: Alto, médio e baixo PIB e taxa de Crescimento do PIB estão associados ao terceiro tercil na Mesorregião.

#### Baixo PIB e Baixo Crescimento

Todos os municípios enquadrados nesta categoria pertencem ao Estado do Piauí e constitui a área mais pobre da mesorregião do Araripe. Mesmo com a ampliação das políticas de transferência de renda por parte do governo federal notadamente no governo do Presidente Luiz Inácio da Silva ainda assim não tem conseguido dinamizar o suficiente para que a economia destes municípios pudesse reverter a tendência histórica de pobreza e estagnação econômica. Possivelmente com a manutenção e ampliação destas políticas associadas a novas

<sup>14</sup> Vale salientar, contudo, que esta é uma classificação relativa. Ou seja, comparam-se as taxas de crescimento entre os municípios da área em estudo e não enquadra, por exemplo, alto PIB e Média taxa de crescimento que abrangeria os municípios de Barbalha, Crato e Juazeiro do Norte, por exemplo.

políticas pode ser que haja uma mudança na dinâmica econômica destes municípios. Vale ressaltar que estes municípios apesar de estarem também na lista dos municípios com maior participação da população classificadas como pobres, mas são municípios pequenos em termos de população e mesmo tendo em termos relativos uma maior parcela da população atendida pelos programas de transferências de renda, ainda assim o montante dos recursos injetados na economia destes municípios é insuficiente para dinamizar a sua economia. É provável que exista também na economia destes municípios vazamentos de renda para a economia de municípios vizinhos com melhor oferta de serviços como será analisada nos modelos econométricos com a abordagem espacial.

### **Baixo PIB e Alto Crescimento**

Todos os municípios desta categoria pertencem ao Estado do Piauí. Percebe-se que provavelmente as políticas de transferências de renda nestes municípios têm impactado de forma a tornar a economia destes municípios mais dinâmica apresentando altas taxas de crescimento relativo. Estes municípios também têm uma maior parcela relativa da população na área rural que tem sido alvo de outros tipos de políticas como o Luz Para Todos do Governo Federal em parceria com os Governos estaduais. É provável que este conjunto de políticas tenha contribuído para que estes municípios tenham revertida a dinâmica de baixo crescimento quando se compara com períodos anteriores como mostrado por Vergolino et al. (2008).

### **4.2 Resultados Econométricos**

A despeito das evidências iniciais que apontam para diferentes dinâmicas de crescimento entre os municípios da Mesorregião do Araripe, para analisar a hipótese de convergência de renda faz-se necessário a utilização de modelos econométricos respaldados nas teorias de crescimento visto anteriormente. Particularmente são estimados os modelos das equações (3) a (5).

Inicialmente testou-se a hipótese de convergência absoluta de renda em três períodos selecionados<sup>15</sup>. A idéia por trás destas escolhas é tentar captar de forma indireta possíveis efeitos de políticas públicas em momentos distintos da economia brasileira na dinâmica de crescimento dos municípios da área em estudo. Contudo, vale ressaltar que no primeiro

---

<sup>15</sup> Vale ressaltar que nos modelos teóricos de convergência de renda o equilíbrio no *steady state* acontece em longos períodos. Logo, deve-se ter cautela na interpretação dos resultados para períodos relativamente pequenos, embora muito utilizados na literatura internacional muitas vezes pela indisponibilidade de dados para períodos maiores. Desta forma, evita-se a falácia de Galton.

modelo que contempla um período maior, o que é desejável do ponto de vista de estudos de modelos de convergência, mas, que traz a inconveniência que é a variação do número de municípios em virtude da criação de municípios neste período. Constatou-se, portanto, 57 municípios da Mesorregião em 1980 e 88 a partir de 1991. Esta distorção foi corrigida de forma que apenas os 57 municípios existentes em 1980 foram utilizados no primeiro modelo. A correção foi feita por meio de agrupamento dos territórios emancipados aos municípios de origem.

Observa-se que há convergência absoluta da renda neste período como pode ser visto pelo sinal e a significância do coeficiente da variável LnPIBPC80.

Quando se analisa, contudo o segundo período compreendendo o período 1991 a 2006, que contempla os atuais 88 municípios, não há convergência de renda na Mesorregião do Araripe ainda que a convergência seja analisada com o efeito espacial como pode ser visto nas colunas de 4 a 6. Os testes inclusive rejeitam a hipótese de correlação espacial.

Por fim ano analisar o período 2000-2006, observa-se que novamente os resultados sugerem a convergência de renda e com velocidade maior que nos demais períodos onde houve convergência.

Tabela 4 Convergência Absoluta em Períodos Seleccionados para os municípios da Mesorregião do Araripe

	G802006			G912006			G20002006		
	OLS	SEM	SLM	OLS	SEM	SLM	OLS	SEM	SLM
Cons	4,5987*	4,3710*	2,9025*	4,124*	4,1122*	4,3851**	7,2328*	7,8661*	6,9619*
	(13,90)	(5,76)	(5,49)	(7,27)	(7,28)	(2,10)	(6,14)	(5,58)	(15,09)
LnPIBPC80	-0,0021	-0,00195	-0,00197						
	(-9,72)	(-10,71)	(-10,44)						
LnPIBPC91				-0,0013	-0,0013	-0,013			
				(-1,25)	(-1,24)	(-1,26)			
LnPIBPC2000							-0,0041*	-0,0046*	-0,0041*
							(-5,11)	(-5,42)	(-5,17)
VeloConv	0,000081	0,000075	0,000076	0,00009	0,00009	0,00009	0,0003	0,00031	0,0003
R <sup>2</sup>	0,62	0,62	0,68	0,0178	0,018	0,018	0,23	0,23	0,24
F	94,39			1,26			26,13		
W		7,958	12,26		0,000	0,018		4,59	0,143
		(0,005)	(0,000)		(0,99)	(0,892)		(0,03)	(0,71)
LR		3,74	6,48		0,000	0,014		2,72	0,094
		(0,05)	(0,01)		(0,99)	(0,909)		(0,09)	(0,759)
ML		4,36	8,251		0,000	0,000		3,03	
		(0,003)	(0,001)		(0,98)	(0,98)		(0,08)	
ρ			0,7784			-0,0013			0,1838
λ		0,727			-0,079			0,6387	
N	57	57	57	88	88	88	88	88	88

Nota: A variável dependente é a taxa anual de crescimento do PIB *per capita* nos períodos seleccionados. VeloConv<sup>16</sup> é a velocidade de convergência que multiplicada por 100 fornece a taxa anual de convergência. Os valores entre parênteses correspondem ao valor da estatística “t”.

<sup>16</sup> Embora os valores das velocidades de convergência sejam relativamente muito baixos são compatíveis com os valores encontrados na literatura como, por exemplo, Rocha e Vergolino (2002) e Justo (2004).

Quando foi dito anteriormente um dos primeiros passos na aplicação da econometria espacial é a análise da estatística I de Moran. Neste contexto, a figura 2 mostra a evidência de correlação espacial positiva na taxa de crescimento no período 2000-2006. A maioria das observações se encontra no quadrante Alto-alto e no Baixo-baixo, indicando que municípios com alta taxa de crescimento afetam positivamente a taxa de crescimento de municípios com, também, altas taxas de crescimento. Por outro lado, municípios com baixas taxas de crescimento também influencia a taxa de crescimento de vizinhos de baixo desempenho econômico. .

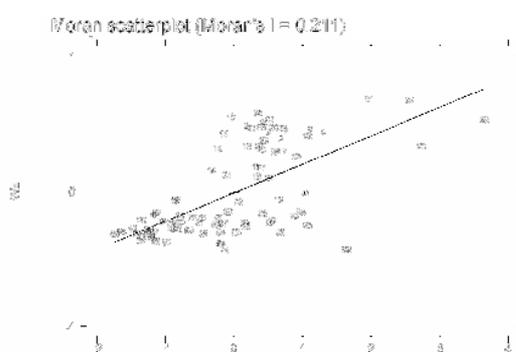


Figura 2 Estatística I de Moran para a taxa de crescimento da renda per capita nos municípios da Mesorregião do Araripe: 2000-2006<sup>17</sup>.  
Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

Em seguida testou-se o efeito espacial por meio do ajustamento do Modelo de Erro Espacial e o Modelo de Lag Espacial para o período 2000-2006. Os resultados da estimação na coluna (7) mostram que há convergência de renda neste período. A convergência se dá, inclusive, com maior velocidade que nos demais períodos considerados. Os testes comprovam a existência da autocorrelação espacial sendo o modelo de lag espacial mais indicado. Desta forma, verifica-se que ao analisar a convergência de renda após a correção espacial o coeficiente tem uma magnitude um pouco maior quando comparado ao tradicional OLS.

A tabela 5 apresenta as estimações dos modelos de Solow com a concepção ampla de capital e que apreendem a convergência condicional. Também se estimaram modelos com esta concepção ampla de capital e com os efeitos espaciais.

As colunas (1, 4 e 6) correspondem às estimações do modelo de Solow com concepção ampla de capital estimados pelo tradicional OLS. As demais colunas contemplam na estimação os efeitos espaciais.

<sup>17</sup> Os testes realizados reforçam a validade da estatística I de Moran.

Para o período 1980-2006 os resultados sugerem que no modelo estimado por OLS sem os incorporar os efeitos espaciais há convergência de renda entre os municípios da mesorregião. Contudo, os testes indicam a necessidade de estimação incluindo no modelo os efeitos espaciais. Desta forma, percebe-se que os valores dos estimadores após estes ajustes têm magnitudes diferentes. A propósito, o modelo com a correção espacial também aponta para a convergência condicional, mas com uma velocidade de convergência bastante inferior.

Um resultado importante nas estimações para estes primeiro período da análise é a não significância dos coeficientes da variável que apreende o efeito da escolaridade. Por outro lado, o coeficiente da variável que capta o efeito de possíveis políticas públicas é significativo e apresenta o sinal esperado. Isto sugere, de fato, que políticas voltadas para melhorar a qualidade de vida dos municípios impactam de forma positiva na diminuição das desigualdades de renda entre os municípios da Mesorregião do Araripe.

Analisando o período 1991-2006, a estimação pelo tradicional OLS não aponta pra a convergência de renda. Todavia, como os testes indicam a necessidade de estimação com a correção espacial. Mais especificamente os testes indicam que o modelo mais adequado é o modelo de erro espacial, conforme pode ser visto na coluna (6). Observa-se, todavia, neste modelo, a indicação da convergência condicional da renda entre os municípios. No modelo também se percebe a significância do coeficiente da variável escolaridade afetando de forma positiva a diminuição das desigualdades intermunicipais de renda assim como o coeficiente da variável institucional.

Finalmente, analisando o último período considerado, ou seja, o período 2000-2006 constata-se a ocorrência da convergência condicional da renda per capita entre os municípios. Mais uma vez os testes indicam a necessidade de estimação fazendo uso da econometria espacial e em especial o modelo mais adequado para este período é o modelo de lag espacial. Assim, percebe-se que a magnitude dos coeficientes das variáveis utilizadas neste modelo apresenta valores diferentes do modelo estimado por OLS. Além de que, todos os coeficientes são estatisticamente significantes, o que não ocorre no modelo estimado por OLS. Fica evidenciada também pelo modelo apresentado na última coluna, a importância das variáveis escolaridade e institucional utilizadas no modelo impactando positivamente na redução das desigualdades.

Tabela 5 Convergência Condicional em Períodos Seleccionados para os municípios da Mesorregião do Araripe

	G802006			G912006			G20002006		
	OLS	SEM	SLM	OLS	SEM	SLM	OLS	SEM	SLM
Cons	5,4099 (2,88)	5,0311 (2,68)	3,8395 (2,16)	3,915 (1,52)	7,639 (2,406)	7,54 (2,51)	1,915 (4,234)	7,772 (1,45)	7,8501 (1,10)
LnPIBPC80	-0,002 (-10,31)	-0,0041 (0,0007)	-0,0041 (0,0006)						
LnPIBPC91				-0,01266 (-10,31)	-0,0217 (0,011)	-0,068 (0,018)			-0,069 (-7,02)
LnPIBPC2000							-0,006 (0,011)	-0,081 (0,0009)	-0,085 (0,0009)
LNESC80	1,883 (2,52)	1,774 (2,39)	1,6771 (2,46)						
LNESC91				0,297 (0,41)	0,8201 (0,2405)	0,711 (0,2914)			
LNESC2000							-0,011 (0,813)	1,983 (0,834)	2,10562 (0,82)
IDH80	7,047 (1,06)	6,5061 (0,91)	7,2070 (1,11)						
IDH91				1,9070 (0,21)	12,499 (1,005)	14,509 (9,872)			
IDH2000							12,8149 (10,142)	2,3182 (0,745)	3,785 (0,83)
VeloConv	0,00008	0,00002	0,00002	0,0008	0,0014		0,0117	0,0140	0,00148
R <sup>2</sup>	0,67	0,68		0,61			0,68		
F	38,84						4,02		
W		4,11 (0,005)	10,24 (0,001)	0,02 (0,892)	233,87 (0,000)			1,253 (0,31)	3,02 (0,00)
LR		2,32 (0,12)	5,207 (0,022)	0,019 (0,891)	111,4 (0,000)	1,413 (0,23)		1,093 (0,29)	2,73 (0,01)
ML		2,33 (0,11)	5,774 (0,017)	0,018 (0,966)		0,73 (0,39)		1,124 (0,29)	2,69 (0,02)
$\rho$			0,7318			0,079			0,3879
$\lambda$		0,64			0,67			0,47	
N	57	57	57	88		88		88	88

Nota: A variável dependente é a taxa anual de crescimento do PIB *per capita* nos períodos seleccionados. VeloConv<sup>18</sup> é a velocidade de convergência que multiplicada por 100 fornece a taxa anual de convergência. Os valores entre parênteses correspondem ao valor da estatística “t”.

Constata-se a convergência condicional nos três períodos considerados assim como a necessidade de considerar os efeitos de vizinhança na convergência haja vista os testes indicarem a autocorrelação espacial o que faz dos resultados das estimações por OLS viesados.

## 5 Conclusões

Este estudo teve como foco analisar a convergência de renda entre os municípios da Mesorregião do Araripe. Os estudos que enfocam este tema têm sido respaldados na teoria do crescimento.

<sup>18</sup> Embora os valores das velocidades de convergência sejam relativamente muito baixos são compatíveis com os valores encontrados na literatura como, por exemplo, Rocha e Vergolino (2002) e Justo (2004).

A área de estudo é Mesorregião do Araripe compreendendo 88 municípios distribuídos pelos estados do Ceará (25), Pernambuco (17) e Piauí (46).

Em uma primeira etapa foram levantadas evidências sobre as desigualdades de renda e das taxas de crescimento entre os municípios da referida região. Em acordo com os resultados apresentados pela literatura os resultados evidenciam que a despeito de abordar uma parcela da região Nordeste, há desigualdades de renda municipal dentro da referida área. As desigualdades aparecem mesmo quando se analisam os municípios de acordo com o estado a que pertence. A maior razão do município com a maior e a menor renda per capita foi de 2,31 no Ceará.

Em relação às taxas de crescimento os resultados também apontam diferenças significativas na dinâmica da economia dos municípios a despeito do período considerado. Enquanto há municípios que apresenta taxa de crescimento de (-1,0%) há município, por outro lado com taxa de crescimento de (12%) entre 2003 e 2006. Outra evidência corrobora com a literatura ao constatar que as taxas de crescimento variam ao longo do tempo.

Observou-se, também o alto grau de pobreza presente nos municípios embora os resultados apontem para uma redução relativa acentuada da pobreza entre os municípios ao longo do tempo.

Em relação à correlação entre PIB e Taxa de crescimento o estudo apontou resultados importantes haja vista que evidenciam que as taxas de crescimento do PIB municipal não são constantes e, em termos relativos e sugerem dinâmicas de crescimento bastante diferentes entre os municípios. A propósito, os resultados apontaram municípios que apresentaram trajetórias de crescimento acentuadas enquanto outros com desempenhos pífios, evidenciando que, mesmo após a elevação dos repassados de recursos por meio de políticas sociais, ainda não conseguiram alavancar o seu crescimento.

Por fim, os resultados das estimações dos modelos para apreender a convergência de renda em períodos selecionados apontam, em geral, que em períodos mais recentes se configuram as evidências da convergência de renda. Também, ressaltam a importância do nível médio de escolaridade e de variáveis que captam o efeito de políticas que almejam melhorar a qualidade de vida das pessoas para a diminuição das desigualdades de renda entre os municípios da região. Por outro lado, os resultados apontam para a necessidade de incorporar na análise de convergência os *spillovers* espaciais. Dito de outra forma, os resultados sugerem a importância das externalidades geográficas como fator determinante na dinâmica de crescimento dos municípios. Ou seja, o crescimento da renda de um município ao longo do tempo não depende apenas da quantidade de renda inicial, do estoque de capital

humano e do efeito de políticas públicas no próprio município, mas também, da situação dos municípios da sua vizinhança. Desta forma, quando da indicação da presença de dependência espacial na convergência de renda entre os municípios da Mesorregião do Araripe foi introduzido um parâmetro de defasagem espacial no modelo.

## 6 Referências Bibliográficas

- ANSELIN, L. Local indicators of spatial autocorrelation—LISA. **Geographical Analysis**, 27, 93–115, 1995.
- ANSELIN, L.. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In M. Fischer, H. J. Scholten, & D. Unwin (Eds.), **Spatial analytical perspectives on GIS** (pp. 111–125). London, England: Taylor & Francis, 1996.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics. In B. Baltagi (Ed.), **A companion to theoretical econometrics**, p. 310–330. Oxford, England: Blackwell, (2001).
- ANSELIN, L. Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. **Agricultural Economics**, 27, 247–267, 2002.
- AZZONI, C. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da Nova Teoria do Crescimento. IN: **Anais do XXII Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, Florianópolis, dezembro, 1994.
- BARRO, R., SALA-i-MARTIN, X.. **Economic Growth**. McGraw-Hill, Inc., 1995.
- BATTISTI, M. and Di VAIO, G. A spatial filtered mixture of  $\beta$ -convergence regressions for EU regions, 1980-2002. In: **Spatial Econometrics: Methods and applications**. ARBIA, G. and BALTAGI, B.H. (eds). Physica-Verlag Heidelberg: New York, 2009.
- CHI, G. and ZHU, J. Spatial regression models for demographic analysis. **Popul. Res. Policy Rev**, 027, p. 17 -42, 2008.
- FUNDETEC – FUNDAÇÃO DE DESENVOLVIMENTO TECNOLÓGICO DO CARIRI E MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE. **Política ambiental e gestão dos recursos naturais para a bio-região do araripe**. FUNDETE –MMA, Crato, 1999.
- OLIVEIRA, A.de. Desigualdades Regionais e Pobreza no Nordeste: Uma análise espacial do crescimento pró-pobre na década de noventa. In: **Anais do XIII Encontro Regional de Economia do Nordeste**. Fortaleza, 2008.
- JONES, C.I. **Introduction to economic growth**. New York: W.W.Norton & Company. Inc., 1998.
- LeSAGE, J. e PACE, R.K. **Introduction to spatial econometrics**. New York: Champain & Hall/CRC, 2009.

- LUCAS, R.A. On the mechanics of Economic Developing. **Journal of Monetary Economics**, v.12, p.3-42, 1988.
- MAGALHÃES, A. Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial. In: **Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, Salvador, 2001.
- MANKIW, G., ROMER, D., WEIL, D. 1992. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, 107, 407-437.
- OLIVEIRA, C. A. Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do Estado do Ceará, In: **Anais do X Encontro Regional de Economia do Nordeste**, Fortaleza, 2005.
- PACHECO, A. I., and TYRRELL, T. J. Testing spatial patterns and growth spillover effects in clusters of cities. **Journal of Geographical Systems**, 4, p.275–285, 2002.
- SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento e *spillovers*: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. **Revista Econômica do Nordeste**, v.32, N.ESP, p.524-45, Fortaleza, 2001.
- REY, S.J. and MONTOURI, B.D. US Regional income convergence: a spatial economic perspective. **Reg Stud** 33: 143-156, 1999
- ROCHA, L.E.V.; CARDOSO, D.F.; RODRIGUES, L. dos ANJOS. Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) e convergência de renda: uma análise espacial para os municípios do Estado de Minas Gerais, 1991 e 2000. IN: **Anais do VI Encontro Nacional da Associação de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER)**. ABER, Aracaju: 2008.
- SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v.70, n.1, p.65-94, feb.,1956.
- VIEIRA, R. de S. **Crescimento econômico no Estado de São Paulo**: uma análise espacial. São Paulo: Editora UNESP, 2009.
- VOSS, P. R., and CHI, G. Highways and population change. **Rural Sociology**, 71(1), p.33–58, 2006.