
Convergência espacial do PIB *per capita* no estado do Ceará

Dr. Ricardo Candéa Sá Barreto¹

Dr. Eduardo Simões de Almeida²

Dr. João Eustaquio de Lima³

Resumo: Políticas públicas regionais no Estado do Ceará têm sido implementadas com o objetivo de descentralizar a atividade econômica da Região Metropolitana de Fortaleza. O que se espera dessas políticas é uma redução da concentração do PIB *per capita* entre os municípios com convergência de renda e a formação de *clusters* de atividades no interior do Estado. Este trabalho tem como objetivo principal identificar as mudanças ocorridas na distribuição espacial da atividade econômica no Estado do Ceará no período de 1996 a 2003. Para tanto, utilizou-se técnicas de econometria espacial para verificar a evolução dos *clusters* e estimar a convergência absoluta do PIB *per capita* ao longo do período analisado. Os resultados indicaram a presença de efeitos espaciais relevantes e relacionamento entre os municípios e a formação de *clusters* importantes no interior do Estado. Além disso, conclui-se que houve convergência absoluta do PIB *per capita* com consequente diminuição das disparidades regionais no Estado no período analisado.

Palavras-chave: Economia regional e urbana; Convergência espacial; dados em painel.

Spatial convergence of per capita GDP from Ceara State (Brazil)

Abstract: Regional public policies in the state of Ceará have been implemented in order to decentralize economic activity in the Metropolitan Region of Fortaleza. What is expected of these policies is a reduction in the concentration of GDP per capita between municipalities with income convergence and clustering of activities within the state. This study aims to identify major changes in the spatial distri-

1 Gestor de Ensino e Pesquisa da Fundação João Pinheiro.

2 Professor Adjunto da Universidade Federal de Juiz de Fora.

3 Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa.

bution of economic activity in the state of Ceará in the period 1996 to 2003. We used techniques of spatial econometrics to check the evolution of clusters and to estimate the absolute convergence of GDP per capita over the period analyzed. The results indicated the presence of spatial effects and relevant relationship between the municipalities and clustering important in the State. Moreover, it is concluded that there was absolute convergence of per capita GDP with a consequent reduction of regional disparities in the state during the period.

Keywords: Regional and urban economy; Spatial convergence; Panel data.

1. Introdução

O presente trabalho parte da premissa que as disparidades econômicas existentes dentro de um país ou região revelam-se prejudiciais aos seus planos de desenvolvimento. Assim sendo, busca-se analisar se as diferenças de PIB *per capita* existentes no âmbito dos municípios do Estado do Ceará têm diminuído.

No contexto do desenvolvimento regional, o Governo do Estado do Ceará, a partir de 1995, priorizou a política de industrialização para o interior do Estado, com o objetivo de reduzir o êxodo rural e gerar empregos nas comunidades interioranas. É uma tentativa de descentralizar a concentração industrial nas proximidades da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Essa concentração na década de 80 ocorreu com intensidade. Em 2002, a política industrial passou a ter como estratégia o incentivo à formação de *Clusters* de atividades econômicas.

Este conjunto de transformações abre espaço para questões acerca da distribuição de renda no interior do Estado, assim como da redução das desigualdades regionais ao longo do período. O crescimento relativo de centros urbanos estratégicos no interior vem proporcionando uma decrescente migração para a RMF e uma crescente migração da força de trabalho rural excedente para os novos centros regionais. Houve o que se pode chamar, conforme Bar-el *et al.* (2002), de “estadualização” do Interior, como um paralelo à “globalização” do Estado.

Assim a política econômica do Ceará pós 1995 teve dois campos de atuação fortes, primeiro com orientações aplicadas para a reestruturação da distribuição urbana e em segundo a promoção de atividades econômicas industriais no Interior. O outro é o de promover a atividade econômica no Interior, proporcionando emprego e renda em níveis mais elevados para a força de trabalho excedente do setor rural.

Desde o trabalho de Baumol (1986) muito se avançou no tema da convergência das rendas *per capita*. Enquanto vários dos ramos dessa linha de pesquisa

dão sinais de exaustão, os métodos oferecidos pela econometria espacial mostram-se férteis e capazes de fornecer novo fôlego à questão. O presente estudo aplica o instrumental da econometria espacial para o estudo da convergência no Ceará no período 1996-2003.

Neste sentido Anselin (1988) afirma que correlação espacial pode ser entendida como a falta de independência entre observações em dados de painel. Em particular, efeitos de *externalidades* constituem um elemento importante explicando crescimento entre regiões ou mesmo municípios, e, portanto, a dimensão geográfica deve ser estudada. Além disso, o fato de que países ou regiões são divididos por limites artificiais que nem sempre correspondem com a real dimensão de espaço das *externalidades* efetivas, pode conduzir a um problema de erro de medida que precisa ser objeto de estudo. Cabe destacar ainda, segundo Elhorst (2003), que a combinação de dados de painel com modelos espaciais está na fronteira de pesquisa sobre o tema e existem questões ainda não respondidas, como sua influencia sobre os modelos de convergência espacial de renda e do controle da heterogeneidade espacial sobre os coeficientes estimados.

O objetivo geral deste trabalho é estudar o processo de convergência espacial do PIB *per capita* entre os municípios do estado do Ceará, identificar a presença ou não de dependência espacial entre os municípios do Estado no período de 1996 a 2003 e verificar a formação de *clusters* no interior.

O presente trabalho está estruturado como segue: Na seção 1, Introdução, oferece-se uma visão geral da temática em estudo, delinea-se o problema da pesquisa, apresentam-se os objetivos, justifica-se sua relevância teórico-empírica. Na seção 2, apresenta a metodologia a ser utilizada, são tratados conceitos e definições sobre análise espacial, além de apresentadas as principais ferramentas deste tipo de análise. A pesquisa empírica é apresentada na seção 3, utilizando instrumentos da análise exploratória de dados espaciais na distribuição espacial da taxa de crescimento do PIB *per capita* no Ceará e, além disso, verificando entre o período de 1996 a 2003 a *clusterização*, utilizando também modelos espaciais para captar os efeitos das interações econômicas espaciais. Apresentam-se na seção 4 as conclusões.

2. Metodologia

2.1. Ferramentas de econometria espacial

Segundo Gonçalves (2005), os modelos de associação espacial permitem investigar se há externalidades entre as regiões e, segundo Anselin (1995), são úteis para “descrever e visualizar distribuições espaciais, detectar padrões de associação espacial,

sugerir formas espaciais de heterogeneidade espacial e identificar outliers espaciais”.

Anselin (1995) propõe um conjunto de indicadores - Local Indicators of Spatial Association (LISA) - que buscam superar esta inadequação. Este modelo LISA possui duas características básicas, a saber, i) o valor do indicador I_t permite inferir a significância estatística do padrão de associação espacial na localização t específica; e ii) o somatório dos indicadores locais de associação espacial de todas as observações é proporcional ao indicador global de associação espacial (Anselin 1995).

Segundo Le Gallo e Ertur (2003), a estatística LISA, baseada no I de Moran local pode ser especificada da seguinte forma⁴:

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_o} \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t) \quad \text{com } m_o = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)^2}{n} \quad (1)$$

em que $x_{i,t}$ é a observação de uma variável de interesse na região i para o ano t , μ_t é a média das observações entre as regiões no ano t para a qual o somatório em relação à j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos; os elementos w_{ij} representam a interação entre cada par de elementos observados i e j . Esta interação pode referir-se à relação topológica entre as observações i e j , geralmente sendo considerada a relação de contiguidade.

A estatística pode ser interpretada da seguinte forma: valores positivos de $I_{i,t}$ significam que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos significam que existem *clusters* espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos.

2.2. Modelo empírico

A fim de verificar a presença de externalidades espaciais, utilizar-se-á um modelo Econométrico Espacial Geral⁵ para dados em painel, como especificado abaixo:

$$G_{it} = \alpha_i + \rho W_1 G_{it} + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad \text{para } i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Em que α_i como parâmetro a ser calculado como no modelo de especificação de efeito fixo, $u_{it} = \lambda W_2 u_{it} + \varepsilon_{it}$, i refere-se às unidades espaciais, t refere-se às unidades de tempo, β é um vetor de parâmetros fixos desconhecidos, W_1 e W_2 são as matrizes de pesos⁶ espaciais, ε_{it} são os termos de erro *i.i.d*

4 Existem outras estatísticas LISA na literatura, além do I de Moran local, tais como o Geary local e o Gama local. Para maiores detalhes a respeito disso, consulte Anselin (1995).

5 Para maiores detalhes sobre o modelo econométrico espacial geral ver Almeida (2004) e Anselin (2003).

6 Na presente pesquisa a matriz de pesos espaciais foi a de 15 vizinhos mais próximos.

para todo i e t com $E(\varepsilon_{it}) = 0$ e $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}') = \sigma^2 I_{NT}$.

Assim, G é um vetor da taxa de crescimento do PIB *per capita* para os anos selecionados entre 1996 e 2003 e β_1 o indicador de convergência. O parâmetro ρ é o coeficiente de *lag* espacial, o qual capta os efeitos de transbordamento do PIB *per capita* sobre os vizinhos.

Este modelo pode diferenciar-se dos modelos tradicionais com dados em painel em duas situações possíveis. Na primeira, é adicionado ao termo de erro um termo espacial com um coeficiente λ , usualmente chamado de coeficiente de erro espacial, neste caso, a estrutura do erro foi modificada. Assim, se $\rho=0$, este é chamado de modelo com erro espacial. Este pode ser o caso, por exemplo, de uma associação espacial de alguma variável explicativa que foi omitida do modelo. Na segunda, uma nova variável explicativa é adicionada associada a um coeficiente ρ , usualmente chamado de coeficiente de defasagem espacial. Neste caso, o número de variáveis explicativas é acrescido de mais uma variável. Se $\lambda=0$, este é chamado de modelo com *lag* espacial. Isto significa que valores da vizinhança da variável dependente ajudam a explicá-la.

De modo geral, o modelo de efeito fixo é indicado particularmente quando a análise de regressão é limitada a um conjunto preciso de indivíduos, firmas ou regiões; efeito aleatório, ao contrário, é uma especificação apropriada quando se tira certo número de indivíduos fortuitamente de uma população grande de referencia. Por isto, desde que o conjunto de dados consiste na observação de 184 municípios cearenses, pode-se ajustar o modelo de painel de efeito fixo para conferir a convergência.

O $\ln(y_{i,t-1})$ é o logaritmo do PIB *per capita* e o escalar $\beta_1(\beta\text{-convergência})$. A estimação de $\beta\text{-convergência}$ é igual a $\frac{(1-e^{-v})}{T}$. Sendo que t representando o período de análise, T é o tempo em anos para atingir o estado estacionário, e v é a velocidade de convergência.

Assim, o parâmetro $\beta\text{-convergência}$ possibilita calcular, ainda, a velocidade de convergência (v), e o tempo em anos necessário para que as economias percorram metade do caminho que as separam de seus estados estacionários, chamado de meia-vida (π). A fórmula usada para se calcular a velocidade de convergência foi extraída de Taylor e Williamson (1997): $v = \exp[\beta_1 * (1995 - 2003)] - 1$ e a utilizada para o cálculo do *meia-vida* considera que $\pi = \log(2)/v$.

Como dito anteriormente, o modelo Econométrico Geral (2) utilizado nesta pesquisa com dados em painel, estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários com *dummies* (MQDV)⁷ na presença de autocorrelação espacial, na variável dependente, geram a estimadores viesados. Já os modelos tradicionais de convergência quando se utiliza MQDV na presença de erros espacialmente autocorrelacionados, os estimadores são não viesados e/ou mais ineficientes⁸.

7 Em inglês: least squares dummy variable.

8 Ver Anselin (1988) e Anselin e Bera (1998).

Elhorst (2003) argumenta, entretanto, que a presença de um componente espacial em dados de painel pode implicar a existência de dependência espacial entre as observações em cada ponto no tempo. A principal razão para esse problema é que uma observação associada com uma unidade espacial pode depender de outras observações em outras unidades espaciais, assim a distância e a localização afetaria o comportamento das variáveis econômicas.

Nesse caso, os estimadores de MQDV serão viesados e inconsistentes. Para evitar esses problemas, a literatura sugere a utilização de algum método de estimação alternativo, como o método de variáveis instrumentais, o método generalizado dos momentos ou a máxima verossimilhança (Anselin 1988; Elhorst 2003).

No caso específico das regressões de corte seccional, levando em conta autocorrelação espacial, segue-se a proposta feita por Florax, Folmer e Rey (2003), ou seja, como primeiro estágio, os autores recomendam que seja seguido o roteiro⁹:

- a) Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQDV;
- b) Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio do valor do multiplicador de *Lagrange* para defasagem espacial (ML_{ρ}) e Multiplicador de *Lagrange* para o erro espacial (ML_{λ});
- c) Caso ambos os testes não sejam significativos, a utilização do modelo clássico é mais apropriada. Caso contrário, é necessário seguir o próximo passo;
- d) Caso ambos sejam significativos, estima-se o modelo apontado como o mais significativo de acordo com as versões robustas desses testes, ou seja, multiplicador de *Lagrange* robusto para a defasagem espacial (MLR_{ρ}) e o multiplicador de *Lagrange* robusto para o erro espacial (MLR_{λ}). Assim, caso $MLR_{\rho} > MLR_{\lambda}$ usa-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário, $MLR_{\rho} < MLR_{\lambda}$, adota-se o modelo de erro espacial como o mais apropriado.

Assim sendo, ao estimar por MQDV os modelos, busca-se apenas identificar qual é a melhor maneira de se estimar a equação dada por:

Modelo (1) sem correção espacial:

$$G_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln(y_{t-1,i}) + u_{it} \quad (3)$$

A primeira modificação pode ser o caso em que o termo de erro u_{it} no modelo siga um processo espacial autorregressivo, como mostrada no modelo a seguir:

⁹ O caso de Modelos de dados em painel alguns testes espaciais podem ser implementados no pacote computacional R.

Modelo (2) com correção espacial autorregressiva:

$$G_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \lambda W_2 u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

No modelo de defasagem espacial a autocorrelação espacial é considerada como sendo gerada pela interação atual entre as unidades espaciais. O modelo é especificado da seguinte forma:

Modelo (3) com correção de lag espacial:

$$G_{it} = \mu_i + \rho W_1 G_{it} + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (5)$$

Outro modelo importante é o Modelo Regressivo Cruzado Espacial que inclui efeitos de transbordamento espacial no contexto da convergência. Esse efeito transbordamento é representado pela defasagem espacial do PIB *per capita* inicial. Assim, formalmente o modelo assume a seguinte expressão:

Modelo (4) com efeito transbordamento cruzado:

$$G_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \tau W \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (6)$$

na qual τ é o coeficiente de transbordamento cruzado, $W \ln(y_{i,t-1})$ denota a defasagem espacial do PIB *per capita* inicial e u_{it} representa, neste caso, o termo de erro bem comportado.

Nesse modelo, conforme apontado por Rey e Montouri (1999), a dependência espacial remanescente toma a forma da média do PIB *per capita* do começo do período nos municípios vizinhos, que seria o termo de transbordamento cruzado". Note que τ é, neste modelo específico, um escalar¹⁰.

Com base nos modelos (1) a (4) a questão de haver ou não dependência espacial é especificada a partir de testes estatísticos. Definido qual efeito espacial é mais representativo, parte-se para um modelo com estimação adequada:

Modelo 5 com estimação correta para problemas de não normalidade e/ou heteroscedasticidade:

$$G_{it} = \mu_i + \rho W_1 G_{it} + \beta_3 \ln(y_{i,t-1}) + \tau W \ln(y_{i,t-1}) + \lambda W_2 u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

No modelo de lag espacial ($\rho \neq 0$), caracteriza o efeito da vizinhança (proximidade) sobre a dinâmica de crescimento. E ainda, no contexto da convergência adotada aqui, o efeito de transbordamento seria representado por τ , ou seja, um modelo regressivo cruzado espacial com efeitos, quando $\rho=0$ e $\lambda=0$.

10 Se houvesse efeitos de transbordamentos de outras variáveis explicativas, τ seria um vetor e não um escalar.

2.3. Descrição das variáveis utilizadas

A amostra contém a totalidade dos 184 municípios cearenses que serão analisados no período de 1996 a 2003. A variável dependente (G): Taxa de crescimento do PIB *per capita*. A variável explicativa é o logaritmo neperiano do PIB a preços constantes (Y_{it}). A variável taxa de crescimento do PIB *per capita* defasada espacialmente capta no modelo de *lag* espacial (ρ), o efeito da vizinhança (proximidade) sobre a dinâmica de crescimento, o que está associado ao efeito positivo da redução dos custos de transporte. Já no modelo de erro espacial (λ), a dependência espacial do crescimento do PIB *per capita* pode ser resultado da influência de uma combinação de variáveis não incluídas no modelo. Todavia, a questão de haver ou não dependência espacial e a seleção do modelo deve ser verificada a partir de testes estatísticos, como será feito adiante.

2.4. Fonte de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa são oriundos do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), tendo sido extraídas as principais informações estatísticas dos anuários estatísticos do Ceará de 1995, 1998/1999, 2000, 2001, 2002/2003 e 2004. Os valores monetários foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB para preços constantes de 2005.

3. Análises dos resultados

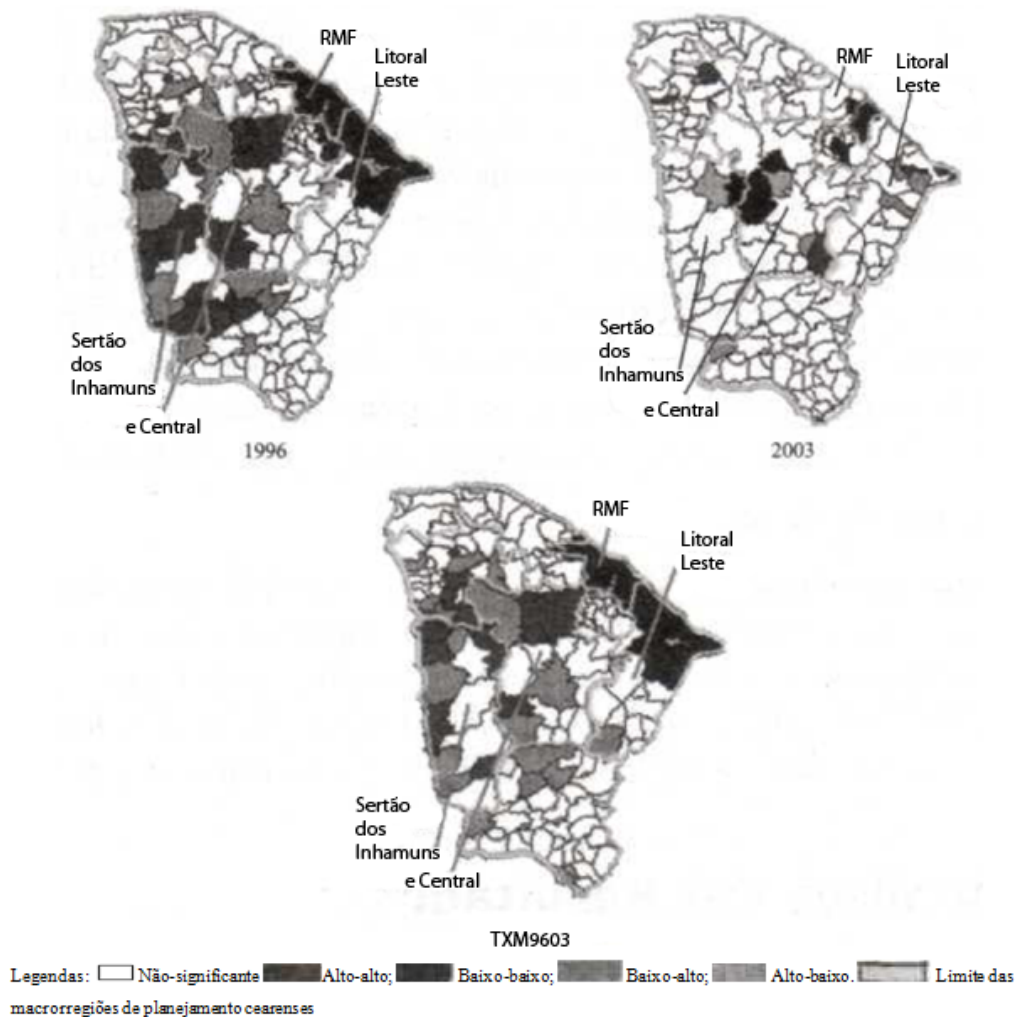
3.1. Análise dos *clusters* espaciais do crescimento do PIB *per capita*

Os indicadores locais de associação espacial (LISA) são observados através da análise dos mapas de *clusters* de Moran significantes, que chegam a até 5%, e que podem ser visualizados na Figura 1. A estatística LISA é apropriada para identificar os agrupamentos espaciais. A hipótese nula continua sendo a de ausência de associação espacial.

Pode-se observar que a tendência global de associação positiva é confirmada pelas estatísticas locais de Moran. Na Figura 1 é possível visualizar estes

regimes espaciais das taxas de crescimento no Ceará, em que há evidência de agrupamento espacial. A maioria das estatísticas significativas representa agrupamentos AA ou BB. Contudo a distribuição é desigual entre as associações AA e BB ao longo do período estudado.

FIGURA 1. MAPAS DE *CLUSTERS* PARA CRESCIMENTO DO PIB *PER CAPITA* NO ESTADO DO CEARÁ, 1996 E 2003.



FONTE: Elaboração própria com base no programa ArcView 3.1 e GeoDA

Considerando o crescimento médio anual (TXM9603), nota-se que os municípios do litoral, incluindo a região metropolitana, tradicionalmente acumulam as principais atividades econômicas, e a maior parte da população apresenta

uma associação do tipo BB, enquanto municípios interioranos localizados nos sertões do centro-oeste do estado do Ceará apresentaram padrão AA.

Apesar de a análise de *cluster* ter por objetivo reconhecer grupos de municípios com o maior grau de homogeneidade, os grupos guardam ainda alguma heterogeneidade relevante. É difícil saber em que medida essa heterogeneidade influencia os resultados, mas observam-se algumas particularidades nos grupos. No caso do Ceará, foi possível identificar uma tendência à formação de grupos entre os municípios do Estado considerando o crescimento médio anual (TXM9603), um BB no litoral e na RMF, e outro AA na região dos sertões cearenses, onde ocorre uma redução da amplitude do PIB *per capita* dos municípios extremamente pobres e daqueles extremamente ricos em direção à média.

Os municípios que têm apresentado taxas de crescimento maiores de PIB *per capita* são homogêneos entre si, com baixos valores do PIB *per capita* inicial e possuem atividades predominantemente agropecuárias, como alguns municípios da macrorregião dos Sertões cearenses. Outros municípios dessas regiões se dispersam por outros grupos do tipo baixo-alto, mostrando que essas regiões guardam uma heterogeneidade relevante internamente, de forma que a desagregação de seus municípios mostra dinâmicas diferentes entre os municípios dessas regiões.

A simplicidade da análise de *clusters* espaciais pode deixar de considerar algumas informações relevantes, como seria o caso da utilização de um conjunto maior de variáveis. No entanto, sabe-se que muitas variáveis socioeconômicas guardam forte correlação com o dinamismo do PIB *per capita*, de modo que a análise de convergência condicional espacial pode revelar novos elementos. Por outro lado, a análise de *clusters* espaciais permite verificar a dinâmica do crescimento do PIB *per capita*, com uma área de PIB *per capita* baixo e com alto crescimento, e uma região de PIB *per capita* alto, de baixo crescimento, indicando que os municípios cearenses podem estar convergindo para o mesmo nível de PIB *per capita*.

É importante destacar, também, que todos os municípios que têm até 5% de significância possuem autocorrelação espacial positiva, ou seja, possuem o padrão AA ou BB, como mostra a Figura 1. Esses *clusters* podem ser interpretados como áreas com dinâmicas espaciais próprias que se destacam das demais. Os resultados sugerem que houve convergência espacial dentro do estado do Ceará presente nos oito anos de análise, que as desigualdades tendem a diminuir e que, simultaneamente, o crescimento dos municípios é espacialmente concentrado. Assim, a divisão do estado do Ceará em *clusters* espaciais, que captam a inter-relação do crescimento do PIB *per capita*, permite claramente verificar que, em alguns municípios cearenses, o crescimento econômico do PIB *per capita* está atrelado ao dos seus municípios vizinhos. Percebe-se, através dos *clusters* espaciais, a identificação de clubes de convergência espacialmente concentrados.

3.2. Análise da convergência de renda dos municípios cearenses

Na Tabela 1, a estimativa resultante das equações com e sem as correções espaciais de erro e defasagem prévia são informadas. Percebe-se que em todos os modelos o coeficiente da variável Ln do PIB *per capita* no período inicial ainda é significativamente negativo e confirma a hipótese assim de convergência entre municípios cearenses. O valor do coeficiente foi achado usando o estimador de efeito fixo usando o modelo de beta-convergência simples, indicando assim que a desigualdade entre os municípios cearenses está diminuindo no tempo.

Cabe destacar que o modelo teve 1472 observações considerando os 8 anos de períodos de tempo e os 184 municípios utilizados. E como a autocorrelação e a heteroscedasticidade são processos intimamente associados, e cuja separação constitui numa tarefa difícil, a estratégia de identificação do melhor modelo econométrico espacial basear-se-á em tratar a autocorrelação espacial e testar, *a posteriori*, para heteroscedasticidade e a remanescente autocorrelação nos resíduos (Almeida 2004).

Convém lembrar que as regressões (1) a (5) fazem referência ao modelo de convergência absoluta. Os resultados estão reportados na Tabela 1.

O conjunto de testes para averiguar a presença de autocorrelação espacial é útil tanto para auxiliar a identificação do modelo econométrico espacial quanto para a tarefa de validação ou diagnóstico desse modelo. Para tal, fez-se uso dos testes de multiplicador de *Lagrange* e multiplicador de *Lagrange* robusto.

Contudo a Tabela 1 ainda permite visualizar o diagnóstico para todas as regressões estimadas por MQDV. Sem entrar em minúcias, podem-se extrair certas regularidades presentes em todas as regressões. Em termos de qualidade de ajuste, a melhor regressão estimada por MQDV foi à de número (2). Isso foi avaliado com base nos critérios de Informação de Akaike (AIC) e Schwartz(SC). Os diagnósticos do modelo (2) que os erros não são normais. Pelo teste de White e pelo teste de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), há evidências de erros heteroscedásticos.

TABELA 1. RESULTADOS DA CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DE RENDA PARA O CEARÁ, 1996 A 2003

Coefficientes	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
Efeito Fixo	7.960339 (156.2373) [0.0000]	7.968377 (156.8922) [0.0000]	7.939660 (154.4682) [0.0000]	7.997564 (157.6270) [0.0000]	7.767312 (30.98545) [0.0000]
λ		0.040363 (3.452863) [0.0000]			0.025228 (1.700241) [0.0893]
ρ			0.028264 (2.700249) [0.0070]		
τ				0.170435 (5.763059) [0.0000]	
β - convergência	-1.019539 (-153.5026) [0.0000]	-1.020585 (-154.1491) [0.0000]	-1.016839 (-151.7512) [0.0000]	-1.024028 (-155.0074) [0.0000]	-0.995197 (-31.2415) [0.0000]
Meia-Vida	50,94	50,95	50,90	51,00	50,61
Velocidade de Convergência (%)	0,013608	0,013604	0,013617	0,013591	0,013697
R^2	0.950456	0.950911	0.950736	0.951704	0.882517
Teste de Hausman	2624,99	2561,37	1718,19	2599,00	78,99
ML_2	757,5533 [0.000000]	-	-	-	-
ML_p	751,4317 [0.000000]	-	-	-	-
MLR_λ	151,3496 [0.000000]	-	-	-	-
MLR_p	126,2588 [0.000000]	-	-	-	-
Critério de Akaike	-1.027561	-1.035430	-1.031856	-1.031701	-
Critério de Schwarz	-0.362167	-0.366440	-0.362865	-0.362710	-
Estatística F	134.1850 [0.000000]	134.6567 [0.000000]	134.1515 [0.000000]	134.5796 [0.000000]	-
Teste de White	54.3578 [0.000000]	55.0493 [0.000000]	49.45763 [0.000000]	53.986 [0.000000]	-
Teste Jaque-Bera	5592.960 [0.000000]	24086904 [0.000000]	5593.115 [0.000000]	3686904 [0.000000]	-

FONTE: Elaboração própria a partir das estatísticas calculadas pelo pacote computacional R.

Notas: Em parênteses, encontram-se as estatísticas t para as regressões, e em colchetes encontram-se o p-valor.

A presença de observações discrepantes pode invalidar a suposição clássica de normalidade dos resíduos e a presença de heterocedasticidade pode implicar em uma matriz de covariâncias sem a diagonal principal constante. Nestes casos, as estimações por MQDV podem ser muito ineficientes. Contudo, conforme Anselin (1988), EGLS (Estimadores de mínimos quadrados generalizados exequíveis) se aproximam de estimativas mais eficientes.

Para corrigir a ausência de homocedasticidade, a especificação do modelo de erro espacial foi modificada para acomodar a heterocedasticidade na forma de grupos (*groupwise heteroskedasticity*). Em todos os modelos, através de um teste de Hausman, concluem que o procedimento mais adequado é o uso do estimador de efeitos fixos¹¹.

Quanto à autocorrelação espacial, há sinais de que este problema está presente na regressão, pois uma vez identificada a presença de dependência espacial no crescimento do PIB *per capita* dos municípios cearenses, qualquer modelo econométrico estimado que utilize o crescimento do PIB *per capita* como variável dependente deve considerar esta dependência. Assim, o modelo espacial mais adequado, conforme a Tabela 1, é o modelo de erro espacial, dado que é o único que apresenta resultados significativos para o coeficiente que representa a dependência espacial.

Os resultados mostram que o modelo de efeito fixo com correção de heterocedasticidade (modelo 5) e com autocorrelação de erro espacial dos resíduos apresenta uma estrutura de dependência espacial.

O sinal da estimativa do parâmetro beta-convergência confirma convergência, sem grandes alterações no seu valor comparando com a formulação prévia (MQDV). Pode ser concluído que, em levando em conta que a correção da dependência espacial no coeficiente beta-convergência obteve o mesmo resultado do modelo de dados de painel clássico (por MQDV sem correções de normalidade e heteroscedasticidade). O modelo relativamente simples considerado na presente seção representa só o primeiro passo de um possível caminho de pesquisa dentro da aplicação de modelos de dados de painel espacial ao problema de convergência regional econômica. Em outras palavras, regiões onde o PIB *per capita* era menor estão crescendo mais rapidamente que regiões onde o PIB *per capita* era maior, ou seja, pode-se dizer, *coeteris paribus* que está ocorrendo um processo de homogeneização no Ceará.

Uma medida mais intuitiva de velocidade de reversão é a medida de lentidão de reversão chamada *meia-vida* H. Esse é o tempo esperado para uma variável alcançar a metade da distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio (Tabela 1).

Os resultados confirmam a *meia-vida*, para o período de 1996-2003 que fica calculado em 51 anos. Contudo essa velocidade de convergência também oscila

11 Distribuição Qui-quadrado $\chi^2_{5\%}=3,84$, com $k=1$ grau de liberdade. Onde k é o número de regressores.

ao longo do tempo, podendo ser reduzida, por uma melhoria nas políticas regionais do Estado do Ceará, como pode também aumentar com o fim de tais políticas (Tabela 1). Outros estudos no futuro seriam interessantes para verificar se tal tendência se mantém.

Segundo Chatterji (1992), para garantir que a variável em estudo sofra a convergência do período inicial até o final, é necessário que $-2 < \beta < 0$ ¹². Em outras palavras, a tabela mostra que existe convergência do tipo absoluta para o crescimento do PIB *per capita* para os municípios do Estado do Ceará.

4. Conclusões

Os resultados obtidos mostraram a existência de convergência absoluta no período estudado, e estas taxas de convergência mostraram-se pouco diferentes ao longo dos modelos usados. Deve-se ressaltar que este resultado não surpreende, pois municípios de um mesmo Estado possuem características semelhantes e compartilham de muitas instituições que favorecem o processo de convergência.

A desigualdade regional no Ceará é muito grande. Estima-se um período em torno de 51 anos tempo necessário para o nível inicial de renda *per capita* atingir metade do nível do estado estacionário (nível de equilíbrio), controlando a heterogeneidade espacial deste processo por efeitos fixos.

Cabe ressaltar que os resultados forneceram uma nova percepção da dinâmica geográfica cearense, utilizando, para isso, a análise exploratória de dados espaciais e modelos de econometria espacial. Assim, a análise exploratória dos dados mostrou que o Estado apresenta uma estrutura espacial favorável ao desenvolvimento do interior, considerando a média do período (1996-2003), ou seja, *clusters* de crescimento *AA* significantes nos municípios da região dos sertões cearenses (Sertão dos Inhamuns e Sertão Central) e *clusters* de crescimento *BB* na RMF e parte do litoral leste do Estado. Estes resultados podem ser explicados pela existência de uma mudança na caracterização da indústria cearense durante os últimos anos.

O governo estadual tem procurado reverter o quadro de concentração econômica na Região Metropolitana de Fortaleza, distribuindo os investimentos pelas regiões do Estado e incentivando a expansão de diversos polos industriais no interior. Neste contexto, as considerações espaciais podem ser visualizadas como de grande valia, já que permitem incorporar ao processo decisório a previsão de interações – influências que municípios, especialmente os contíguos, exercem uns sobre os outros, em diversos sentidos – para potencializar os benefícios da Política Pública ou para mitigar os custos públicos, incrementando sua efetividade. Como é sabido, regiões que compartilham

¹² Chatterji (1992) afirma que o fato de $\beta < 0$ indica que há convergência. Considera-se que alta convergência fica normalmente perto dos 2% achados na literatura de convergência (Barro & Sala-i-Martin 1991).

condições sócio-histórico-culturais semelhantes frequentemente apresentam demandas similares, reagem a estímulos de forma análoga e demonstram maior predisposição para reunir esforços comuns.

Assim, a análise de *clusters*, convergência e outros arranjos espaciais constituem reconhecidamente valiosas ferramentas de auxílio ao processo de tomada de decisão, considerando que o elaborador de políticas públicas pode visualizar os focos de crescimento e comparar os investimentos realizados em cada ano, e desta forma verificar se ocorreram externalidades entre os municípios. Entretanto, em vista da necessidade de fundamentação ampla e consistente de qualquer decisão pública, novos testes espaciais (com uma série de dados mais ampla) seriam desejáveis para a questão das Políticas Públicas Regionais no Ceará. Especificamente entre outros testes espaciais sugere-se uma análise sigma convergência como a identificação de clubes de convergência com base na heterogeneidade espacial.

Referências

- ALMEIDA, E. S. (2004). *Curso de econometria espacial aplicada*. Piracicaba: ESALQ-USP. 128 p. (mimeo)
- ANSELIN, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Studies in Operational Regional Science, Kluwer Academic Publishers. 284 p.
- ANSELIN, L. (1995). "Local indicators of spatial association – LISA". *Geographical Analysis*, 27 (2): 93-115.
- ANSELIN, L. (2003). "Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics". *International Regional Science Review*, 26 (2): 153-166.
- ANSELIN, L. & BERA, A. K. (1998). "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics". In ULLAH, A. Y. & GILES, D. (eds.). *Handbook of applied economic statistics*. New York: Marcel Ockker, pp. 237-289.
- ANSELIN, L. & VARGA, A. & ACS, Z. J. (2000). "Geographic and sectoral characteristics of academic knowledge externalities", *Papers of Regional Science* 79: 435-443.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CEARÁ. Fortaleza: Edições IPLANCE/IPECE. 1995, 1997, 1998/1999, 2000, 2001, 2002/2003 e 2004.
- BAR-EL, R. & SHACHAR, A. & SCHWARTZ, D. & BENTOLILA, D. (2002). *Reduzindo a pobreza através do desenvolvimento econômico do interior do Ceará*. Fortaleza: Edições Iplance. 158 p.
- BARRO, R. J. & SALA-I-MARTIN, X. (1991). "Convergence across states and regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, Yale University. economic growth center, Yale Station New-Haven Connecticut, USA. 1: 107-182.

- BAUMOL, W. J. (1986). "Productivity growth, convergency, and welfare: what the long-run show". *American Economic Review*, 76 (5): 1072-1085.
- CHATTERJI, M. (1992). "Convergence clubs and endogenous growth". *Oxford Review of Economic Policy*, 8(4): 57-69.
- ELHORST, P. J. (2003). "Specification and estimation of spatial panel data models". *International Regional Sciences Review*, 26(3): 244-268.
- FLORAX, R. J. G. M. & FOLMER, H. & REY, S. J. (2003). "Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology." *Regional Science and Urban Economics*, 33(5): 557-579.
- GONÇALVES, E. (2005). *A distribuição espacial da atividade inovadora brasileira: uma análise exploratória*. Belo Horizonte: UFMG. 33 p. (Texto para discussão, 246).
- INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ – IPECE. (2005). Tabelas sobre o PIB do Ceará: 1985-2005. Fortaleza. 5 p.
- LE GALLO, J. & ERTHUR, C. (2003). "Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional *per capita* GDP in Europe, 1980-1995". *Papers in Regional Science*, 82(2): 175-201.
- REY, S. & MONTOURI, B. (1999). "US regional income convergence: a spatial econometric perspective". *Review of Regional Studies*, 33(2): 143-156.
- TAYLOR, A. M. & WILLIAMSON, J. G. (1997). "Convergence in the age of mass migration". *European Review of Economic History*, 1(1): 27-63. Apr. 1997.

Recebido em: 18 de junho de 2009

Primeira resposta em: 07 de outubro de 2009

Aceite em: 01 de dezembro de 2009