

Convergência de renda nos municípios paranaenses, no período 2000-10: uma abordagem de econometria espacial*

Flávio Dias**


Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (UFPR), Economista na VLI Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR

Alexandre Porsse***

Resumo

Este trabalho tem como objetivo buscar evidências de convergência de renda nos municípios paranaenses, no período 2000-10. Adicionalmente, seguindo as recomendações de Arbia (2006) e Anselin (1988), utilizamos técnicas especiais de econometria, para lidar com os efeitos causados pela interação espacial das economias municipais. Os testes econométricos propostos pela abordagem clássica evidenciam que os municípios convergem, de forma absoluta, a uma velocidade de 3,64% ao ano, e, quando a estimativa é condicionada ao estado estacionário, a velocidade é de 3,90% ao ano. As regressões espaciais também corroboram a existência de convergência. Estimamos uma velocidade de convergência absoluta de 3,53% no modelo de erro espacial e de 3,41% no modelo de *lag* espacial. Quando condicionamos ao estado estacionário das economias, a velocidade de convergência é de 3,76% no modelo de erro espacial e de 3,65% no modelo de *lag* espacial.

* Artigo recebido em fev. 2014 e aceito para publicação em fev. 2016.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Azambuja

** E-mail: flaviotdias.x@gmail.com

*** E-mail: porsse@gmail.com

Palavras-chave

Convergência; econometria espacial

Abstract

This paper seeks for evidence of income convergence in the municipalities of Parana in the period from 2000 to 2010. Additionally, following recommendations by Arbia (2006) and Anselin (1988), we use special techniques of econometrics to account for the effects of spatial interaction of the municipal economies. The econometric tests proposed by the classical approach to convergence show that the municipalities converge absolutely at a rate of 3.64% per year and at 3.90% when we constrain the estimate to the steady state. The spatial regressions also confirm the existence of convergence. We estimate an absolute convergence rate of 3.53% using a spatial error model and a rate of 3.41% when a spatial lag model is used. When the steady state is considered, the convergence rate is 3.76% in the spatial error model and 3.65% in the spatial lag model.

Keywords

Convergence; spatial econometrics

Classificação JEL: O47, C21

1 Introdução

Este trabalho se insere na literatura de crescimento econômico que busca evidências para a principal implicação teórica dos modelos da tradição de Solow (1956): a taxa de crescimento de uma economia é inversamente proporcional à distância de seu estado estacionário. Seguindo a abordagem clássica proposta em Barro e Sala-i-Martin (2004), analisamos o crescimento econômico nos municípios paranaenses, no período 2000-10.

Adicionalmente, seguindo as recomendações de Arbia (2006) e Anselin (1988), utilizamos técnicas especiais de econometria, para lidar com os efeitos causados pela interação espacial das economias municipais. O uso

de econometria espacial se faz necessário, pois o modelo básico proposto pela abordagem clássica para o estudo de convergência depende fortemente do pressuposto de não correlação dos distúrbios das economias, o que, conforme argumentado por De Long e Summers (1991) e Mankiw (1995), é bastante implausível no fenômeno de crescimento econômico.

A análise exploratória dos dados espaciais mostrou significativa dependência espacial do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos municípios, mas verificamos, também, que tal dependência diminuiu ao longo do período analisado. Identificamos a existência de *clusters* bem definidos nas regiões nordeste, central e sudoeste do Estado. Na região central, há um aglomerado de municípios de baixa renda, circundados por municípios também de baixa renda. Os dois outros *clusters* identificados se caracterizam por municípios de renda alta. Esse padrão de aglomeração espacial se manteve relativamente estável entre os anos 2000 e 2010.

Os testes econométricos propostos pela abordagem clássica evidenciam que os municípios convergem de forma absoluta, a uma velocidade de 3,64% ao ano. Para condicionar a estimativa da velocidade de convergência ao estado estacionário das economias, utilizamos variáveis que refletem características estruturais dos municípios, mais precisamente: o grau de urbanização, o grau de industrialização e o *proxy* do capital humano. Com as variáveis adicionais, a velocidade de convergência foi ligeiramente superior: 3,90%. A pequena diferença entre as estimativas sugere que os municípios paranaenses possuem níveis de renda no estado estacionário semelhantes. Os critérios de informação utilizados — de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) — também apontam tal semelhança, uma vez que apresentam resultados conflitantes na definição de qual modelo tem o melhor ajustamento.

As regressões espaciais também corroboram a existência de convergência. Estimamos uma velocidade de convergência absoluta de 3,53% no modelo de erro espacial e de 3,41% no modelo de *lag* espacial. Quando condicionamos ao estado estacionário das economias, a velocidade de convergência foi de 3,76% no modelo de erro espacial e de 3,65% no modelo de *lag* espacial. Novamente, as estimativas foram muito próximas. Os diagnósticos realizados sugerem que apenas o modelo de erro espacial foi capaz de eliminar a dependência espacial dos dados.

Da mesma forma que em Rey e Montouri (1999), a velocidade de convergência nos modelos espaciais é menor que aquela dos modelos da abordagem clássica. Ao desconsiderar a dependência espacial, há um erro de especificação no modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) clássico. Dessa forma, há um viés na estimativa da velocidade de convergência, pois parte dessa se deve aos efeitos da interação das economias no

espaço, que não são captados pelos estimadores de MQO. Os resultados neste trabalho e em outros, como Porsse (2008) e Rey e Mountouri (1999), por exemplo, sugerem que desconsiderar a interação espacial das economias leva os estimadores de MQO a superestimar a velocidade de convergência.

Após esta breve **Introdução**, a seção 2 tem como objetivo apresentar os fundamentos teóricos e questões empíricas do debate de convergência. Os resultados são apresentados na seção 3, e nossas considerações finais, na seção 4. Por fim, este trabalho possui um apêndice com o detalhamento dos dados e procedimentos utilizados.

2 Crescimento e convergência: teoria e prática

Os modelos de crescimento econômico têm provido fundamentos para uma ampla literatura que busca evidências empíricas para a convergência de renda. O modelo básico é bastante conhecido, e julgamos necessária apenas a apresentação das principais equações e dos modelos econométricos derivados para os testes de convergência.

A economia pode ser descrita por uma função de produção¹:

$$Y = F(K, AL) \quad (1)$$

Segundo Barro e Sala-i-Martin (2004), a função $F(\cdot)$ é neoclássica quando possui as seguintes características: há homogeneidade de grau um em seus argumentos; há retornos marginais positivos e decrescentes²; as condições de Inada são atendidas; os argumentos são essenciais³. Na equação (1), K representa o capital físico, L é o trabalho, A é a tecnologia (*labor augmenting*) e Y é a quantidade do bem homogêneo que é consumido ou investido.

Podemos definir a equação (1) em unidades de trabalho efetivo (AL):

$$\hat{y} = f(\hat{k}) \quad (2)$$

Na equação (2), $\hat{y} = Y / (AL)$ é o produto por trabalhador efetivo; \hat{k} está definido da mesma forma. Como assumimos homogeneidade de grau um,

¹ Para facilitar a notação, omitimos o subscrito do tempo.

² Retornos marginais positivos e decrescentes são os elementos mais importantes para a implicação teórica de convergência.

³ Dizemos que K e L são essenciais se $Y > 0$; se e somente se $K > 0$, e $L > 0$. De outra maneira, $F(0, L) = F(K, 0) = 0$.

(AL). $f(\hat{k}) = F(K, AL)$. Se $F(\cdot)$ é uma função Cobb-Douglas, a equação dinâmica fundamental da economia é:

$$\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} = s.\hat{k}^{\alpha-1} - (g + n + d) \quad (3)$$

em que s , g , n e d são parâmetros exógenos que definem, respectivamente: a taxa de poupança, o crescimento tecnológico, o crescimento populacional e a taxa de depreciação do capital. Se \hat{y}^* representa o nível do produto por unidade efetiva de trabalho no estado estacionário, Barro e Sala-i-Martin (2004) definem a velocidade de convergência como⁴:

$$\beta \equiv - \frac{\frac{\partial \hat{k}}{\hat{k}}}{\partial \log \hat{k}} \quad (4)$$

A velocidade de convergência, β , reflete o quanto a taxa de crescimento do capital diminui quando o capital aumenta proporcionalmente. Para definir o coeficiente de convergência do produto por trabalhador em torno do estado estacionário, os autores sugerem a seguinte aproximação log-linear⁵:

$$\frac{\dot{\hat{y}}}{\hat{y}} \approx -\beta \cdot [\log \frac{\hat{y}}{\hat{y}^*}] \quad (5)$$

Sendo $\beta \geq 0$, a equação acima possui algumas interpretações interessantes: o crescimento do produto por trabalhador efetivo é zero no estado estacionário ($\hat{y} = \hat{y}^*$), negativo se $\hat{y} > \hat{y}^*$ e positivo se $\hat{y} < \hat{y}^*$. A equação (5) nos mostra, também, a principal implicação teórica dos modelos de crescimento com tradição em Solow (1956): a taxa de crescimento de uma economia é proporcional à distância de seu estado estacionário.

O importante trabalho de William Baumol (1986) está, de certa maneira, fundamentado na equação (5). O autor realizou o seguinte teste:

$$\gamma_i = \log \left[\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right] = \beta_1 + \beta_2 \cdot \log(y_{i,0}) + u_i \quad (6)$$

em que: γ_i é o crescimento da economia i entre o período inicial e o período T , $y_{i,0}$ é o PIB *per capita* no período inicial e $u_i \sim N(0, \sigma^2 I_n)$. Na essência da equação (6), está o pressuposto de que, se realmente há convergência, a estimativa de β_2 deve ser negativa e significativa, indicando que economias

⁴ Se $\beta = 0,04$, por exemplo, a cada unidade de tempo, 4% da diferença entre \hat{y} e \hat{y}^* desaparece.

⁵ Uma vez que $F(\cdot)$ é do tipo Cobb-Douglas, temos que $\hat{y} = \hat{k}^\alpha$ e, conseqüentemente, $\hat{y}^* = \hat{k}^{\alpha}$. Assim, $\frac{\dot{\hat{y}}}{\hat{y}} = \left(\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}}\right)^\alpha$ e $\log\left(\frac{\hat{y}}{\hat{y}^*}\right) = \alpha \cdot \log\left(\frac{\hat{k}}{\hat{k}^*}\right)$; tomando a diferencial de \hat{y} : $\hat{y} = \alpha \cdot \hat{k}^{\alpha-1} \cdot \dot{\hat{k}} \cdot \frac{\hat{k}}{\hat{k}} = \alpha \cdot \hat{k}^{\alpha} \cdot \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}}$. Logo, $\frac{\dot{\hat{y}}}{\hat{y}} = \alpha \cdot \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}}$. Barro e Sala-i-Martin (2004) demonstram que uma boa aproximação log-linear para β na equação (3) é: $\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} \equiv -\beta \cdot [\log \frac{\hat{k}}{\hat{k}^*}]$. Por fim, basta um pouco de álgebra para alcançar a equação (5).

mais ricas crescem mais lentamente. Os resultados corroboram a hipótese de convergência para uma amostra de economias desenvolvidas com características similares, mas o autor não encontra evidências para a amostra composta por 72 países de todo o mundo. Os resultados de Baumol (1986) mostram evidências para o tipo de convergência proposto pelos modelos de crescimento econômico de tradição em Solow (1956).

Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992) são trabalhos importantes na literatura, pois expandem e refinam a abordagem empírica da convergência. Esses autores argumentam que o teste proposto em Baumol (1986) é desenhado para capturar o que eles chamam de convergência absoluta, uma vez que não há nenhum controle para as características estruturais das economias e, dessa forma, estaria implícito na equação (6) que todas as economias possuem o mesmo estado estacionário. Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992) sugerem uma abordagem que leve em consideração a essência da equação (5), segundo a qual a taxa de crescimento de uma economia é proporcional à distância de seu próprio estado estacionário. Para tanto, os autores partem da solução da equação diferencial em (5):

$$\log[\widehat{y}_{(t)}] = (1 - e^{-\beta t}) \cdot \log[\hat{y}^*] + e^{-\beta t} \cdot \log[\hat{y}_{(0)}] \quad (7)$$

Por fim, derivam da equação (7) a taxa média de crescimento do PIB *per capita* entre o período inicial ($t = 0$) e o período $T > 0$:

$$\left(\frac{1}{T}\right) \cdot \log\left[\frac{y_T}{y_0}\right] = g + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \cdot \{\log[\hat{y}^*] + \log[A_0]\} - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \cdot \log[y_0] \quad (8)$$

Na equação (8), a taxa média de crescimento é uma função do produto inicial, do seu nível no estado estacionário, do nível de tecnologia no período inicial e da taxa exógena de crescimento desse. O modelo econométrico sugerido a partir da última equação é:

$$Y_i = \left(\frac{1}{T}\right) \cdot \log\left[\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}\right] = \pi_1 - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \cdot \log[y_{i,0}] + \pi_3 \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

em que: $y_{i,0}$, $y_{i,T}$ representam, respectivamente, o PIB *per capita* da economia i no período inicial e no período T ; X_i é um vetor de características estruturais, como taxa de poupança, crescimento populacional e taxa de depreciação, por exemplo, e $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2 I_n)$. A inclusão do vetor X_i busca condicionar a estimativa da velocidade de convergência ao estado estacionário das economias.⁶

⁶ Uma alternativa ao teste de convergência condicional proposto em (9) é especificar o modelo para um conjunto de economias homogêneas e, dessa forma, eliminar a necessidade de incluir o vetor X_i . Tal especificação justifica os resultados encontrados em Baumol (1986), e é nesse sentido que Barro e Sala-i-Martin (2004, p. 461) afirmam: “[...] *relative homogeneity means that regions are more likely to converge to similar steady states.*”

2.1 O espaço

A equação (9) é a base para grande parte dos trabalhos empíricos, e um pressuposto fundamental do modelo é que a sequência de variáveis aleatórias $\{\varepsilon\}_{n > 1}$ seja independente e identicamente distribuída. No contexto do debate sobre convergência, isso significa que os distúrbios aleatórios não são correlacionados, isto é, choques não se dissipam para outras economias, não importando quão próximas elas sejam. Barro e Sala-i-Martin (2004) reconhecem que tal pressuposto é bastante forte. De Long e Summers (1991) e Mankiw (1995) também enfatizam que a validade dos resultados das regressões de convergência depende enormemente do pressuposto de não correlação dos distúrbios, o que é pouco plausível.⁷

Segundo Magrini (2004) e Arbia (2006), o grande problema no uso da equação (9) vem do fato de que ela é derivada de um modelo teórico que foi construído para economias fechadas. Assim, se as economias são abertas, distúrbios como choques de produtividade, por exemplo, afetam outras economias e, dessa forma, a sequência $\{\varepsilon\}_{n \geq 1}$ não é independente, e o principal pressuposto do modelo econométrico em (9) é quebrado. A correlação dos distúrbios, quando as unidades de análise são referências geográficas — são economias municipais ou regionais, por exemplo —, é chamada de autocorrelação espacial e demanda técnicas especiais de econometria.⁸

De acordo com Rey e Janikas (2005), essa dependência espacial pode surgir devido a *spillovers* tecnológicos, transferências de capital e migração e fluxos de *commodities*, por exemplo. Os mesmos autores defendem que os trabalhos que desconsideram a interação espacial assumem implicitamente que as fronteiras geográficas das unidades de análise coincidem com as determinadas pelas transações de mercado e que, se esse não for o caso, como é bastante plausível, inserem um tipo de erro de mensuração que irá induzir a correlação espacial nos dados. O problema é ainda maior se consideramos que as fronteiras de mercado são muito mais dinâmicas que as delimitações geográficas.

Hence, absolute convergence is more likely to apply across regions within countries than across countries”.

⁷ Em Mankiw (1995, p. 304), “[...] regression treats each country as if it were an independent observation. For the reported standard errors to be correct, the residual for Canada must be uncorrelated with the residual for the United States. If country residuals are in fact correlated, as is plausible, then the data most likely contain less information than the reported standard errors indicate”.

⁸ Na equação (9), é fácil ver que, uma vez que γ_i é função de ε_i , se $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$, então as taxas de crescimento nas economias i e j também são correlacionadas, o que viola a hipótese fundamental de seleção aleatória da amostra.

Anselin (1988), Arbia (2006) e LeSage e Pace (2009) defendem que os problemas econométricos causados pela dependência espacial não recebem a devida atenção. No contexto dos testes de convergência, por exemplo, a autocorrelação espacial faz com que os estimadores de MQO da equação (9) não sejam BLUE, uma vez que as variâncias estimadas são viesadas, e as inferências não são válidas. Em modelos lineares, como a equação (9), duas maneiras de incorporar a dependência espacial têm-se destacado na literatura: incluir a defasagem espacial da variável dependente como um regressor adicional ou modelar a estrutura de autocorrelação dos distúrbios. O primeiro modelo é conhecido como *lag* espacial — ou espacial autorregressivo — e é apropriado quando o objetivo é capturar a intensidade da interação no espaço. O segundo, conhecido como modelo de erro espacial, é apropriado quando o objetivo é tornar a estimação robusta aos potenciais problemas causados pela existência da interação espacial.

Assim, para a análise de convergência condicional, o modelo de *lag* espacial assume que o desempenho da economia i depende daquele dos seus vizinhos e tem a seguinte especificação:

$$\gamma_i = \pi_1 + \pi_2 \cdot \log[y_{i,0}] + \lambda \cdot W \cdot \gamma_i + \pi_3 \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

em que W é a matriz de vizinhança e representa a estrutura e a intensidade da interdependência espacial, e o parâmetro λ é o coeficiente espacial autorregressivo. A introdução do *lag* espacial torna os estimadores de MQO viesados e inconsistentes, pois o distúrbio ε_i é correlacionado com o regressor $W \cdot \gamma_i$. No entanto, conforme argumentado em Anselin (1988), a equação (10) pode ser estimada por máxima verossimilhança e métodos baseados no uso de instrumentos. O modelo de erro espacial tem as seguintes especificações:

$$\gamma_i = \pi_1 + \pi_2 \cdot \log[y_{i,0}] + \pi_3 \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$\varepsilon_i = \rho \cdot W \cdot \varepsilon_i + v_i \quad (12)$$

$$\gamma_i = \pi_1 + \pi_2 \cdot \log[y_{i,0}] + \pi_3 \cdot X_i + (I - \rho \cdot W)^{-1} \cdot v_i \quad (13)$$

Na equação (12), ρ é o coeficiente de correlação espacial, e v_i é o ruído branco espacial, isto é, $E(v_i) = 0$ para todo $i = 1, 2, \dots, n$; $\text{Cov}(v_i, v_j) = \sigma^2$ se $i = j$, e 0, caso contrário. A equação (13) é a combinação das duas anteriores. A discussão dos parágrafos acima nos permite apresentar alguns trabalhos que buscam evidências para convergência, considerando os efeitos da interação espacial.

Rey e Montouri (1999) analisam a convergência de renda para os estados norte-americanos, com especial atenção para a dependência espacial. A análise exploratória dos dados mostra que há dependência espacial nas taxas de crescimento econômico dos estados e sugere que o processo

de convergência segue padrões regionais. Argumentando que os estados dos EUA apresentam características estruturais semelhantes, os autores utilizam três especificações do modelo de convergência absoluta com correção para os efeitos espaciais: modelo de erro espacial, modelo de *lag* espacial e modelo independente espacial⁹. O critério de informação utilizado (AIC) mostrou que os modelos espaciais apresentam melhor ajustamento que o modelo original, e os resultados corroboram a existência de convergência para os estados norte-americanos, mas com velocidade inferior àquela encontrada em trabalhos importantes como o de Barro e Sala-i-Martin (1992).

A contribuição de Arbia (2006) é interessante porque analisa como a inclusão de efeitos espaciais modifica os resultados das regressões de convergência para as regiões da União Europeia e também para as províncias italianas. As estimativas iniciais corroboram a hipótese de convergência para ambas as bases de dados. No entanto, também para ambos os casos, o autor chama atenção para o padrão espacial dos resíduos, indicando a existência de correlação espacial, que é confirmada pelos diversos testes formais realizados. Para as 92 províncias italianas, no período 1951-99, a velocidade de convergência estimada foi de 1,87% no modelo de erro espacial e de 1,81% no modelo de *lag* espacial, muito abaixo dos 4,7% estimados no modelo-padrão. Para as 129 regiões da União Europeia, no período 1950-99, a velocidade de convergência sem os efeitos espaciais foi de 1,87%. No modelo de erro espacial, a estimativa de β foi de 1,56%, e, no modelo de *lag* espacial, foi de 2,51%.

Para o caso brasileiro, também são diversos os trabalhos que estudam a convergência através da abordagem espacial, como, por exemplo, Perobelli, Faria e Ferreira (2007), Monastério e Ávila (2004) e Porsse (2008). Este último trabalho, mais especificamente, analisa o processo de convergência para os municípios gaúchos no período 1970-2000 e apresenta evidências de que tal processo é caracterizado por forte dependência espacial. A estimativa de convergência absoluta foi de 2,18%, enquanto a do modelo de convergência condicional foi de 6%.¹⁰ Quando a interação espacial é

⁹ O modelo independente espacial assume que a fonte de interação espacial está no regressor. Assim, no contexto de convergência, tal modelo tem a seguinte especificação: $\gamma_t = \pi_1 + \pi_2 \cdot \log[y_{i,0}] + \pi_3 \cdot W \cdot \log[y_{i,0}] + \pi_4 \cdot X_i + \varepsilon_i$. Em estudos de convergência, segundo Fingleton e López-Bazo (2006), o modelo independente espacial tem sido preterido aos dois principais modelos aqui apresentados, pela regularidade empírica da não significância do *lag* espacial da renda inicial. O mesmo trabalho afirma que o suporte empírico do modelo de erro espacial é superior ao do modelo de *lag* espacial, indicando que o principal mecanismo de interação espacial no contexto de convergência está na correlação dos distúrbios.

¹⁰ Para condicionar a estimativa de β ao estado estacionário de cada uma das economias, Porsse (2008) incluiu na regressão as variáveis escolaridade média no período inicial, par-

levada em consideração no modelo de convergência absoluta, a velocidade de convergência é de 1,27% no modelo de *lag* espacial, de 2% no modelo de erro espacial e de 2,24% no modelo independente espacial. No caso da convergência condicional, a estimativa de β é de 4,65% no modelo de erro espacial e de 3,38% no modelo de *lag* espacial. Novamente, todos os resultados foram significativos e corroboram a existência de convergência.

3 Convergência nos municípios paranaenses

Nosso estudo da convergência nos municípios paranaenses começa com a análise descritiva dos dados espaciais. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas do crescimento econômico no Paraná, no período 2000-10.

Tabela 1

Estatísticas descritivas do crescimento econômico no Paraná — 2000-10

VARIÁVEIS	PRODUTO INTERNO BRUTO <i>PER CAPITA</i> (R\$ 1.000)		TAXA MÉDIA DE CRESCIMENTO (%)
	Ano 2000	Ano 2010	
Média	4,820	14,627	11,1
Mediana	3,977	12,906	11,8
Desvio-padrão	3,107	8,411	10,0
Mínimo	1,829	5,874	11,7
Máximo	41,315	103,851	9,2

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Contas Nacionais (IBGE).

NOTA: A taxa média de crescimento foi calculada de acordo com a fórmula na equação (9): $(\frac{1}{T}).\log[\frac{Y_{1,T}}{Y_{1,0}}]$.

A Tabela 1 mostra resultados bastante positivos, na verdade, apenas o município de Ibaiti apresentou crescimento negativo do PIB *per capita* no período analisado. A mesma tabela apresenta evidências do que é conhecido na literatura como σ -convergência, a diminuição relativa da dispersão na distribuição da renda. Tal evidência pode ser vista na redução do coeficiente de variação entre os anos 2000 e 2010.¹¹ A Figura 1 apresenta o indicador *I* de Moran de correlação espacial, o qual tem a representação formal

tipificação da indústria no período inicial, grau de urbanização em 1970 e taxa de crescimento desse no período 1970-2000.

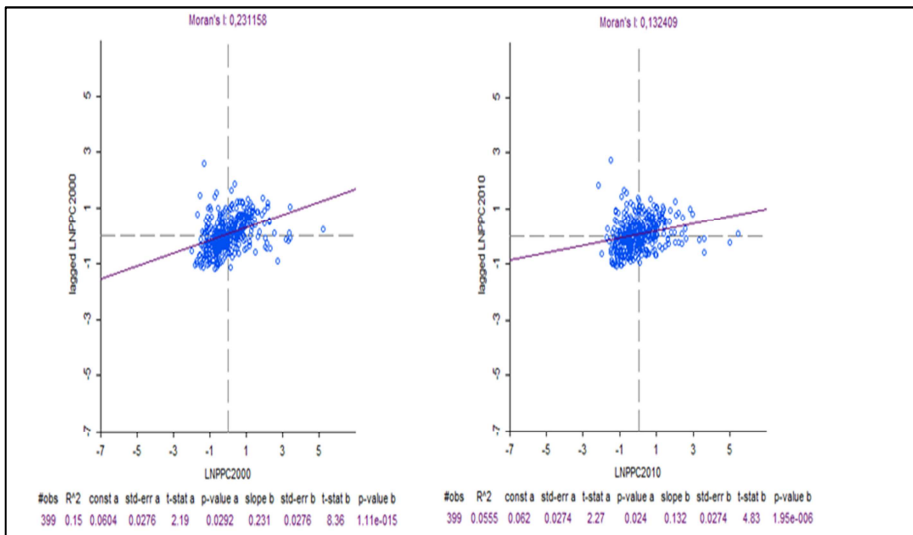
¹¹ Para mais detalhes sobre esse tipo de convergência, ver Islam (2003).

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_i z_i^2} \tag{14}$$

em que: w_{ij} são os elementos da matriz que representa a estrutura e a intensidade das relações espaciais¹²; n é a quantidade de municípios; z_i e z_j denotam os desvios em relação à média das variáveis de interesse, o logaritmo do PIB *per capita*. Conforme argumentado em Almeida (2012), a estatística I é utilizada para testar a hipótese nula de aleatoriedade espacial.

Figura 1

Estatística I de Moran de correlação espacial



Para os dados de ambos os anos estudados, o p-valor calculado a partir de 1.000 randomizações da distribuição da renda foi de 0,0009. Esse resultado nos permite rejeitar a hipótese de independência espacial com 99% de confiança. O valor positivo e significativo da estatística I nos informa que há correlação espacial positiva, o que indica que os municípios com maior PIB *per capita* tendem a estar circundados por municípios também ricos.

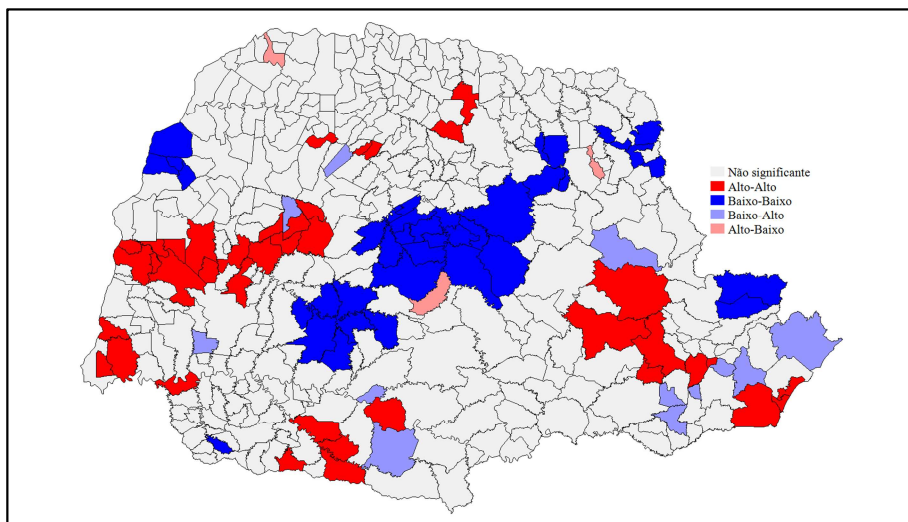
Mais interessante do que a queda do indicador de dependência espacial ao longo do período, conforme Almeida (2012) argumenta, é analisar a dinâmica espacial-temporal dos *clusters* de renda. Porsse (2008) também enfatiza que *clusters* podem surgir e desaparecer no decurso do fenômeno

¹² Todas as análises apresentadas neste trabalho foram construídas utilizando uma matriz de interação do tipo *queen* de primeira ordem.

de crescimento econômico, produzindo um padrão de aglomeração espacial diferente daquele do período inicial. No entanto, a estatística I de Moran é um indicador global de correlação e é incapaz de nos informar sobre mudanças no padrão de aglomeração espacial. Com esse objetivo, Anselin (1995) sugere o uso de um indicador capaz de apontar *clusters* espaciais estatisticamente significativos e que tenha a propriedade de que o somatório dos indicadores locais seja proporcional ao indicador global correspondente. Esse tipo de indicador é conhecido na literatura como Local Indicator of Spatial Association (LISA).

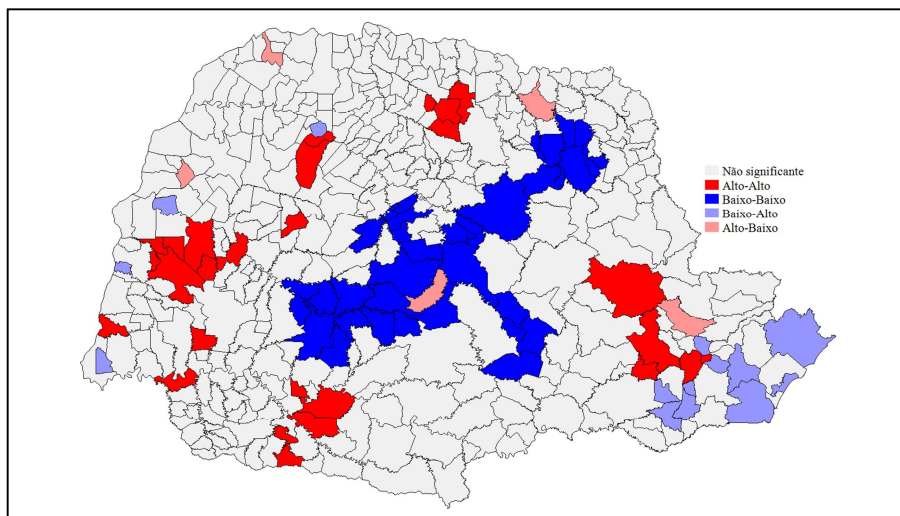
Conforme descrito em Anselin (1995), a estatística I de Moran local decompõe o indicador global na contribuição local de cada uma das observações e classifica sua correlação espacial com a de seus vizinhos em diferentes categorias.¹³ As Figuras 2 e 3 mostram os *clusters* espaciais no Estado do Paraná.

Figura 2

Distribuição espacial dos *clusters* de renda no Paraná — 2000

¹³ Há diversos outros indicadores de correlação espacial LISA. Para mais detalhes, ver Anselin (1995) e Almeida (2012).

Figura 3

Distribuição espacial dos *clusters* de renda no Paraná — 2010

As duas figuras anteriores mostram a existência de três *clusters* bem definidos. Um *cluster* Baixo-Baixo na região central do Estado e dois *clusters* Alto-Alto, um na região sudoeste e outro na nordeste. Notamos, também, que o regime espacial é estacionário, pois o padrão de aglomeração é basicamente o mesmo nos anos 2000 e 2010. Tal estabilidade talvez se deva ao curto período de análise. Em Porsse (2008), por exemplo, a investigação dos municípios gaúchos em um período relativamente longo (1970-2000) mostrou uma dinâmica espacial não estacionária, com a formação de um regime espacial dual da distribuição da renda, um aglomerado de municípios de renda alta na região nordeste do Estado e outro na noroeste, composto por municípios de renda baixa.

Voltando o foco para a análise de convergência, as Figuras 4, 5 e 6 apresentam, respectivamente, a configuração geográfica do PIB *per capita* em 2000 e em 2010 e da taxa média de crescimento no período.

As Figuras 4, 5 e 6 mostram, ainda que não de forma tão acentuada como em Porsse (2008), por exemplo, a continuidade espacial do fenômeno de crescimento econômico. Podemos identificar, também, evidências de convergência, principalmente nas regiões sudoeste, nordeste e central do Estado. Nas duas primeiras, há um padrão de municípios nos quartis superiores da distribuição, em 2000, que cresceram relativamente menos no período. Na região central, houve o contrário, já que municípios relativamente mais pobres cresceram acima da média. Obviamente, tal análise precisa

de mais evidências formais, mas enfatizamos que esse padrão espacial é recorrente na literatura.

Figura 4

Distribuição geográfica do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* no Paraná — 2000

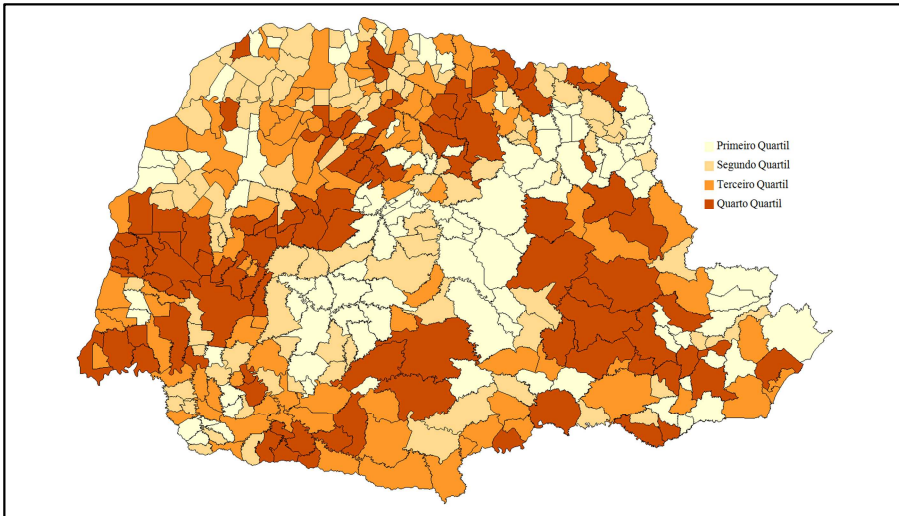


Figura 5

Distribuição geográfica do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* no Paraná — 2010

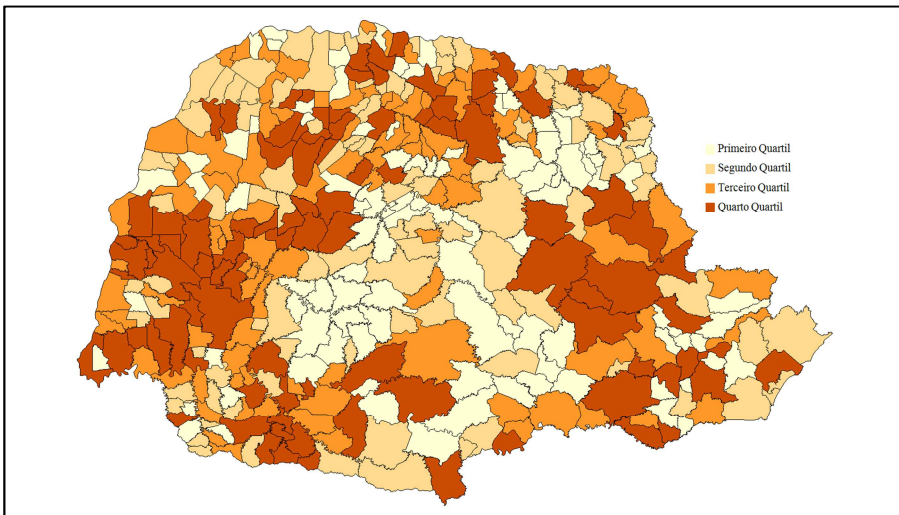
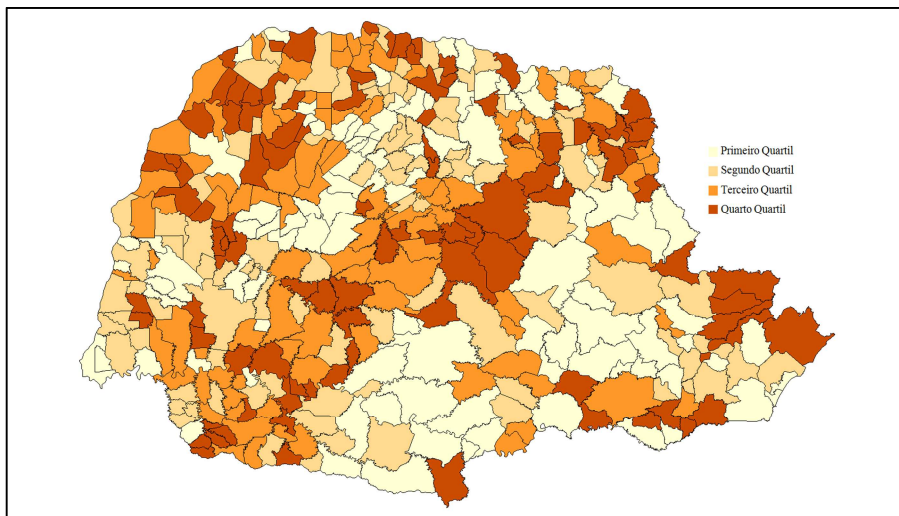


Figura 6

Distribuição geográfica da taxa média de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* no Paraná — 2000-10



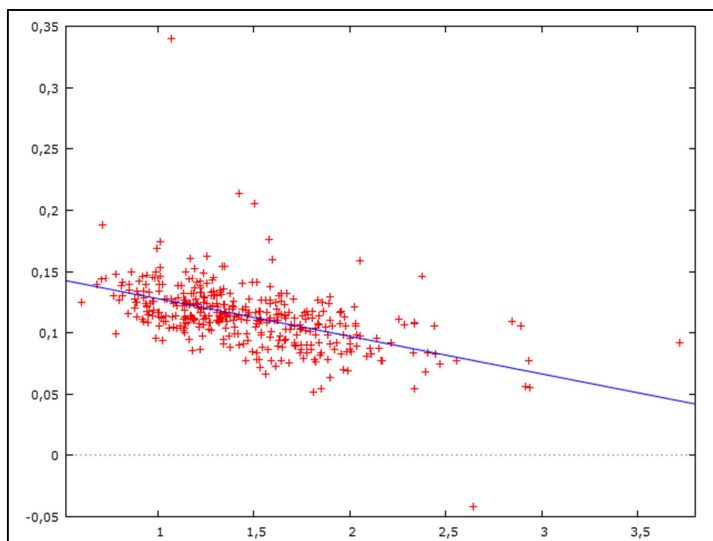
Sob a hipótese de convergência absoluta, o crescimento econômico no período 2000-10 é negativamente correlacionado com o nível do PIB *per capita* em 2000. A Figura 7 também apresenta evidências de tal relação.

No entanto, como enfatizamos na seção 2, a implicação teórica dos modelos de crescimento é a convergência condicional. Para condicionar a estimativa da velocidade de convergência ao estado estacionário das economias, utilizamos variáveis que refletem características estruturais dos municípios no ano 2000, mais precisamente: grau de urbanização (URB_2000), participação da indústria no PIB (IND_2000) e capital humano, também expresso em logaritmo (LNCHPC_2000).¹⁴ O Quadro 1 apresenta os resultados dos testes formais de convergência.

¹⁴ Para detalhamento das variáveis utilizadas, ver o **Apêndice**.

Figura 7

Diagrama de dispersão da taxa média de crescimento x log do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* no Paraná — 2000



O Quadro 1 mostra que os resultados não apresentam alterações relevantes, quando incluímos as variáveis de controle, o que sugere que os municípios paranaenses apresentam características estruturais semelhantes e, portanto, possuem estados estacionários semelhantes. A mesma conclusão pode ser conseguida com a análise dos critérios de informação utilizados. Uma vez que esses apresentam resultados conflitantes, não há melhor modelo, segundo os critérios BIC e AIC.

Os resultados corroboram a hipótese de convergência, com sua velocidade tendo um ligeiro aumento — de 3,64% para 3,90% —, quando condicionamos sua estimativa ao estado estacionário. No entanto, nossas análises anteriores sugerem a presença de dependência espacial do fenômeno de crescimento econômico e, se essa realmente existe, as estimativas de MQO podem nos levar a conclusões equivocadas. Os testes formais de dependência apresentam resultados conflitantes no Modelo 2, teoricamente o mais adequado para testes de convergência, e há evidência de dependência espacial quando a alternativa é o modelo de *lag* espacial pela estatística *I* de Moran, calculada a partir dos resíduos.¹⁵ Tal evidência é muito fraca quando a alternativa é o modelo de erro espacial.

¹⁵ É importante enfatizar que, mesmo nesses dois casos, não há evidência de dependência espacial, quando adotamos o nível convencional de confiança (5%).

Quadro 1

Análise de convergência de renda no Paraná — 2000-10

	CONVERGÊNCIA ABSOLUTA	CONVERGÊNCIA CONDICIONAL
	MODELO 1	MODELO 2
Constante	0,1581*** (0,0049)	0,0946*** (0,0311)
LNPPC_2000	-0,03051*** (0,0033)	-0,0323*** (0,0050)
Velocidade de convergência – β	3,640%	3,900%
Meia-vida ¹	22,718	21,660
LNCHPC_2000	-	0,232* (0,0113)
URB_2000	-	-0,0001*** (0,0000)
IND_2000	-	0,0000 (0,0001)
QUALIDADE DO AJUSTAMENTO E DIAGNÓSTICO		
\bar{R}^2	0,2562	0,2627
AIC	-1893,330	-1893,825
BIC	-1885,352	-1873,881
Normalidade dos resíduos	268,897 (0,0000)	257,616 (0,0000)
Breusch-Pagan	3,9789 (0,0460)	19,8441 (0,0005)
White	1,8861 (0,3894)	8,9300 (0,8355)
TESTES DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL		
I-Moran	2,0402 (0,0413)	1,9247 (0,0542)
LM robusto (<i>lag</i> espacial)	3,0915 (0,0787)	3,5251 (0,0604)
LM robusto (erro espacial)	0,4346 (0,5097)	0,7372 (0,3905)

NOTA: Meia-vida é outra medida de convergência bastante comum na literatura. Indica o tempo (em anos) necessário, dada a velocidade de convergência, para que metade da diferença entre a renda inicial e a do estado estacionário desapareça. Quanto aos níveis de significância: (***) 1%; (**) 5%; (*) 10%. Entre parênteses, para os parâmetros estimados, está o desvio-padrão robusto à heteroscedasticidade. Para os testes, o p-valor está entre parênteses. A velocidade de convergência foi recuperada a partir da estimativa de $-\frac{(1-e^{-\beta T})}{T} \cdot \log[y_{i,0}]$.

Uma vez que há evidências de dependência espacial, apresentaremos a análise de convergência através dos dois principais modelos espaciais: o modelo de *lag* espacial e o modelo de erro espacial. O Quadro 2 apresenta os resultados das regressões espaciais.

Quando levamos em consideração os efeitos espaciais, os critérios de informação concluem que os modelos de convergência absoluta apresentam melhor ajustamento do que aqueles com regressores adicionais. Os

mesmos critérios também apontam que os modelos espaciais são superiores, mas são conflitantes ao decidir a melhor especificação: *lag* espacial ou erro espacial. Com esse objetivo, o teste de razão de verossimilhança evidencia, em níveis convencionais de significância, que apenas o modelo de erro espacial é capaz de eliminar o problema de dependência espacial.

Quadro 2

Análise de convergência com diferentes modelos espaciais para o Paraná

	CONVERGÊNCIA ABSOLUTA		CONVERGÊNCIA CONDICIONAL	
	MODELO 3 (ERRO)	MODELO 4 (LAG)	MODELO 5 (ERRO)	MODELO 6 (LAG)
Constante	0,1571*** (0,0040)	0,1359*** (0,0092)	0,0998*** (0,0316)	0,0770*** (0,0316)
LNPPC_2000	-0,0298*** (0,0026)	-0,0289*** (0,0026)	-0,0314*** (0,0033)	-0,0306*** (0,0032)
P	0,1472* (0,0765)		0,1354* (0,0770)	
Λ		0,1762*** (0,0669)		0,1677*** (0,0673)
Velocidade de convergência – β	3,5382%	3,4108%	3,7688%	3,6528%
Meia-vida	23,25997	23,98433	22,07475	22,65186865
LNCHPC_2000			0,0213* (0,0770)	0,0220** (0,0106)
URB_2000			-0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)
IND_2000			0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
QUALIDADE DO AJUSTAMENTO E DIAGNÓSTICO				
R^2	0,2675	0,2739	0,2778	0,2841
AIC	-1896,86	-1897,62	-1896,74	-1897,52
BIC	-1888,88	-1885,65	-1876,80	-1873,58
Breusch-Pagan	8,1418 (0,0043)	9,1338 (0,0025)	36,6076 (0,0000)	38,8925 (0,0000)
Teste RV	3,5284 (0,0623)	6,2848 (0,0121)	2,9278 (0,0870)	5,7007 (0,0169)

NOTA: Meia-vida é outra medida de convergência bastante comum na literatura. Indica o tempo (em anos) necessário, dada a velocidade de convergência, para que metade da diferença entre a renda inicial e a do estado estacionário desapareça. Quanto aos níveis de significância: (***) 1%; (**) 5%; (*) 10%. Entre parênteses, para os parâmetros estimados, está o desvio padrão. Para os testes, o p-valor está entre parênteses.

A velocidade de convergência foi recuperada a partir da estimativa de $-\frac{(1-e^{-\beta T})}{T} \cdot \log[y_{i,0}]$.

Quanto à estimativa de β , essa é maior nos modelos de convergência condicional, mas, em todos os modelos estimados, a velocidade de convergência está no intervalo entre 3,4% e 4%. Tal estabilidade, não presente nos trabalhos apresentados na seção 2, por exemplo, indica que os municípios paranaenses possuem estados estacionários semelhantes e que o

fenômeno do crescimento econômico no período 2000-10 é pouco sensível aos efeitos da dependência espacial.

Adicionalmente, nos modelos para convergência condicional, vemos que as estimativas do efeito do capital humano sobre o crescimento econômico corroboram os resultados de importantes trabalhos dessa literatura, como Mankiw, Romer e Weil (1992), por exemplo. O efeito do capital humano é positivo e significativo em todas as regressões. Em consonância com os resultados de Porsse (2008), o efeito do grau de urbanização sobre a taxa média de crescimento é negativo e significativo. Por outro lado, ainda comparando com esse último trabalho citado, o grau de industrialização não apresentou efeitos significativos sobre o desempenho econômico.

Da mesma forma que em Rey e Montouri (1999), a velocidade de convergência nos modelos espaciais é menor que aquela estimada nos modelos da abordagem clássica. Ao desconsiderar a dependência espacial, há um erro de especificação no modelo MQO clássico. Dessa forma, há um viés na estimativa da velocidade de convergência, pois parte dela se deve aos efeitos da interação das economias no espaço, que não são captados pelos estimadores de MQO. Os resultados neste trabalho e em outros, como Porsse (2008) e Rey e Mountouri (1999), por exemplo, sugerem que desconsiderar a interação espacial das economias leva os estimadores de MQO a superestimar a velocidade de convergência.

4 Considerações finais

Utilizando dados dos municípios paranaenses no período 2000–10, este trabalho teve como objetivo buscar evidências para a principal implicação teórica dos modelos de tradição em Solow (1956): a taxa de crescimento de uma economia é inversamente proporcional à distância de seu estado estacionário. Adicionalmente, seguindo as recomendações de Arbia (2006) e Anselin (1988), utilizamos técnicas de econometria espacial, para evitar problemas causados pela interação econômica das economias municipais no espaço.

A análise exploratória dos dados mostrou significativa dependência espacial do PIB *per capita* dos municípios, mas verificamos, também, que tal dependência diminuiu ao longo do período analisado. Identificamos a existência de *clusters* bem definidos nas regiões nordeste, central e sudoeste do Estado. Na região central, há um aglomerado de municípios de baixa renda circundados por municípios também de baixa renda. Os dois outros *clusters* identificados se caracterizam por municípios de renda alta. Esse

padrão de aglomeração espacial se manteve relativamente estável entre os anos 2000 e 2010.

Os testes econométricos propostos pela abordagem clássica evidenciam que os municípios convergem de forma absoluta, com uma velocidade de 3,64% ao ano. Para condicionar a estimativa da velocidade de convergência ao estado estacionário das economias, utilizamos variáveis que refletem características estruturais dos municípios, mais precisamente o grau de urbanização, o grau de industrialização e o *proxy* do capital humano. Com as variáveis adicionais, a velocidade de convergência foi ligeiramente superior: 3,90%. A pequena diferença entre as estimativas sugere que os municípios paranaenses possuem níveis de renda no estado estacionário semelhantes. Os critérios de informação utilizados (AIC e BIC) também apontam tal semelhança, uma vez que apresentam resultados conflitantes na definição de qual modelo tem o melhor ajustamento.

As regressões espaciais também corroboram a existência de convergência. Estimamos uma velocidade de convergência absoluta de 3,54% no modelo de erro espacial e de 3,41% no modelo de *lag* espacial. Quando condicionamos ao estado estacionário das economias, a velocidade de convergência foi de 3,77% no modelo de erro espacial e de 3,65% no modelo de *lag* espacial. Novamente, as estimativas foram muito próximas. Os diagnósticos realizados sugerem que apenas o modelo de erro espacial foi capaz de eliminar a dependência espacial dos dados. Embora as diferenças entre as velocidades de convergência estimadas nos modelos sem e com correção de dependência espacial não sejam muito elevadas, os resultados mostram que ignorar o problema da dependência espacial pode gerar viés positivo na estimativa da velocidade de convergência, tanto no caso de convergência absoluta como no de condicional.

Em síntese, nossos resultados sugerem a existência de convergência nos municípios paranaenses, no período 2000-10. Comparativamente ao estudo de Porsse (2008), os resultados sugerem que as diferenças entre as estimativas de velocidade de convergência absoluta e condicional são relativamente menores no caso dos municípios paranaenses do que no caso dos municípios gaúchos. Isso poderia indicar que o papel de fatores estruturais, como grau de industrialização, capital humano e urbanização, tem uma relevância maior na dinâmica dos municípios gaúchos do que na dinâmica dos municípios paranaenses. No entanto, como já enfatizado, é preciso considerar uma importante limitação deste trabalho com respeito ao intervalo de tempo analisado, pequeno, se comparado com o de outros trabalhos, como Porsse (2008) e Monastério e Ávila (2004). Essas diferenças, portanto, podem estar associadas ao horizonte de tempo da investigação. Nesse sentido, um estudo com o objetivo de identificar as áreas estatisticamente

comparáveis no Paraná, em um período mais longo, pode contribuir para aprimorar o entendimento da dinâmica econômica municipal no Estado.

Apêndice

Todas as séries em valor monetário estão expressas em reais de 2000. Os dados para o PIB e os municípios foram retirados do Sistema de Contas Nacionais, produzido pelo IBGE. Os dados para a população são produzidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O capital humano reflete o valor esperado presente dos rendimentos anuais (descontados a 10% a.a.), associados à escolaridade e à experiência (idade) da população em idade ativa (15 a 65 anos). O estoque de capital humano é calculado pela diferença entre o rendimento obtido no mercado de trabalho e a estimativa do obtido por um trabalhador sem escolaridade e experiência e é produzido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Referências

- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association (LISA). **Geographical Analysis**, Columbus, OH, v. 27, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics, methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ARBIA, G. **Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional analysis**. Berlim: Springer, 2006.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTÍN X. **Economic growth**, 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2004.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTÍN, X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, n. 1, p. 107-182, 1991.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTÍN, X. Convergence. **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 76, n. 1, p. 1072-1075, 1986.

- DE LONG, J.; SUMMERS, L. Equipment investment and economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 106, p. 445-502, 1991.
- FINGLETON, B.; LÓPES-BAZO, E. Empirical growth models with spatial effects. **Papers in Regional Science**, [S.l.], v. 85, n. 2, p. 177-198, 2006.
- ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal of Economic Surveys**, [S.l.], v. 17, n. 3, p. 309-362, 2003.
- LESAGE, J.; PACE, R. **Introduction to spatial econometrics**. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- MAGRINI, S. Regional (di)convergence. In: HENDERSON, J. V.; THISSE, J. F. (Ed.) **Handbook of regional and urban economics**. Amsterdam: Elsevier North-Holland, 2004. v. 4, p. 2243-2292.
- MANKIW, N. The growth of nations. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, DC, n. 1, p. 275-326, 1995.
- MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 107, p. 407-437, 1992.
- MONASTERIO, L.; ÁVILA, R. Análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). **Revista ANPEC**, Brasília, DF, v. 5, n. 2, p. 269-296, 2004.
- PEROBELLI, F.; FARIA, W.; FERREIRA, P. Análise da convergência espacial do PIB *per capita* no Estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Juiz de Fora, v. 1, p. 85-113, 2007.
- PORSSE, A. Dinâmica da desigualdade de renda municipal no RS: evidências da análise estatística espacial. In: PAIVA, C. (Org.). **Evolução das desigualdades territoriais no Rio Grande do Sul**. Santa Cruz do Sul: EDUNISC, 2008. p. 318-340.
- REY, S.; JANIKAS, M. Regional convergence, inequality, and space. **Journal of Economic Geography**, [S.l.], n. 5, p. 155-176, 2005.
- REY, S.; MONTOURI, B. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, [S.l.], v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.
- SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 70, p. 65-94, 1956.