

INTERPRETANDO O ESPAÇO RURAL: DESENVOLVIMENTO, RECURSOS NATURAIS E INFRA-ESTRUTURA

José Luiz Parré

Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá;
Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq. E-mail: jlparre@uem.br
Endereço: Av. Colombo, 5.790 - Maringá - PR, Brasil - CEP: 87.020-900

RESUMO: O artigo procura responder a uma importante questão: até que ponto os recursos naturais limitam o desenvolvimento rural de uma região? Para responder a esse problema de pesquisa, utilizando como base teórica a ótica da Nova Geografia Econômica, o artigo teve como objetivo verificar a existência de relação entre desenvolvimento rural e a disponibilidade de infra-estrutura e de recursos naturais para os municípios do estado do Paraná – Brasil. Especificamente, foi elaborado um índice de desenvolvimento rural para o Paraná, o qual foi utilizado como variável dependente; como variáveis explicativas do modelo foram utilizadas a área com lavouras, a densidade rodoviária e o preço da terra para representar a infra-estrutura disponível; a precipitação, a temperatura e o tipo de solo para representar a disponibilidade de recursos naturais. Para implementar as análises, foi utilizado o modelo econométrico *SAR* (*Spatial Autoregressive Model*) que incorpora os efeitos espaciais; complementado pelo indicador de associação espacial local *LISA* (*Local Indicator of Spatial Association*). Os resultados obtidos corroboraram o modelo proposto na análise, indicando sinais de acordo com o esperado e as variáveis relativas à infra-estrutura mostraram maior capacidade preditiva do que as variáveis de recursos naturais, para inferir o desenvolvimento rural dos municípios do Paraná. A incorporação de técnicas de análise espacial possibilitou avanços consideráveis nos estudos sobre desenvolvimento rural, destacando a questão da vizinhança e da infra-estrutura das regiões.

Palavras-chave: Desenvolvimento rural, uso da terra, dependência espacial, heterogeneidade espacial.

ABSTRACT: This article aims to answer the following question: to what extent natural resources constrains the rural development of a region? To answer this research problem, based on the theoretical perspective of the New Economic Geography, the paper aims to verify the existence of relationship between rural development and the availability of infrastructure and natural resources to the counties of the Paraná state - Brazil. Specifically was drawn an Rural Development Indicator (IDR) for the Paraná, which was used as dependent variable, as explanatory variables of the model were used to crop area, road density and land prices to represent the available infrastructure required; precipitation, temperature and soil type to represent the availability of natural resources. To implement the analysis, was used the Spatial Autoregressive Model (SAR) which incorporates spatial effects; complemented by the Local Indicator of Spatial Association (LISA). Results corroborated the proposed model in the analysis, indicating signs line with expectations and the variables related to infrastructure demonstrated greater predictive ability than variables of natural resources, to infer the rural development of the counties. The incorporation of spatial techniques enabled significant advances in studies on rural development, highlighting the issue of neighborhood and the infrastructure of the regions.

Key-words: Rural Development Indicator; land use; spatial dependence; spatial heterogeneity; Brazil

Área 11 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

Classificação JEL: Q01; Q20; Q56;

1. Introdução

O Estado do Paraná é um dos maiores produtores de grãos do Brasil, com uma participação em torno de 21% na produção nacional. O Paraná ocupa a primeira posição na produção de milho, trigo, triticale, cevada e feijão; além de ser o segundo maior produtor nacional de soja, aveia e centeio (CONAB, 2010). Para alcançar essa posição de destaque na agricultura brasileira, o setor agrícola paranaense passou por um processo de modernização e inovação tecnológica, apresentando alterações significativas na sua estrutura produtiva. Há, contudo, que se ressaltar que a exemplo do ocorrido em todo o país, tais mudanças foram acompanhadas por importantes reflexos no meio rural paranaense. Assim, mesmo reconhecendo todo o processo como avanço no sentido positivo, é preciso considerar que esse movimento representou também um sentido negativo, na direção das disparidades. De acordo com Melo e Parré (2007), as desigualdades regionais no desenvolvimento rural do estado são consideráveis. Segundo os autores, para o ano de 2000, numa escala de zero a 100, o índice médio de desenvolvimento rural situou-se em 43,6; resultando num total de 179 municípios (44,86%) acima deste valor e 220 municípios (55,14%) abaixo deste índice.

Entretanto, nos últimos anos, algumas políticas públicas de incentivo à agricultura, principalmente aos agricultores familiares, têm sido implementadas e ampliadas no estado. Segundo Marques e Pereira (2008), o Paraná é o segundo estado em número de contratos e em volume de recursos captados do PRONAF (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar) apresentando aumento na captação de recursos nos últimos anos; por exemplo na safra 2000/01 o total de contratos foi de 116.178 (R\$ 314 milhões) e na safra 2006/07 o número total de contratos aumentou para 151.550 (R\$ 995 milhões), um crescimento de 30,5% no número de contratos e mais de 200% em valores monetários. Diante disso, torna-se premente para os agricultores e para as esferas de governo (federal e estadual) saber quais os efeitos que as diversas políticas voltadas para o setor agrícola tiveram sobre a diminuição das desigualdades no desenvolvimento rural entre as regiões e municípios do estado; bem como sobre a diminuição da pobreza no campo.

As análises sobre desenvolvimento rural avançaram no sentido de se obter medidas que sintetizassem o estágio de desenvolvimento das regiões, partindo de um conjunto de variáveis e indicadores até chegar à construção de um índice de desenvolvimento rural. A partir daí, regiões são analisadas, municípios hierarquizados e até mapas são confeccionados. Porém, apesar dos autores utilizarem termos que dão idéia de um estudo espacial, na verdade as análises são a-espaciais, ou seja, não incorporam o padrão da interação sócio-econômica dos agentes do sistema no espaço (dependência espacial) e também não consideram as características da estrutura deste sistema no espaço (heterogeneidade espacial).

Incorporar os efeitos decorrentes da dependência espacial e da heterogeneidade espacial sobre desenvolvimento rural e propor um modelo empírico que consiga captar a influência da infra-estrutura e dos recursos naturais sobre esse desenvolvimento é a principal contribuição teórico-metodológica da presente pesquisa para a literatura especializada em economia agrária. Esses efeitos são tratados pela análise exploratória de dados espaciais e pela econometria espacial; métodos que tem como objetivo, segundo Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (clusters espaciais) e verificar a existência de diferentes regimes espaciais.

Neste sentido, este trabalho tem por objetivo principal mensurar um Índice de Desenvolvimento Rural (IDR) para o Estado do Paraná e verificar a influência da disponibilidade de infra-estrutura e de recursos naturais sobre o comportamento do IDR para os municípios do Estado.

Como objetivos específicos têm-se: verificar a existência de dependência espacial no desenvolvimento rural no Estado do Paraná, ou seja, municípios com alto (baixo) IDR são

vizinhos de municípios com alto (baixo) IDR. Também serão identificados clusters de regiões com padrão de desenvolvimento comum; propor um modelo econométrico espacial para estimar os efeitos de variáveis representativas da infra-estrutura e de recursos naturais sobre o valor do IDR dos municípios do Paraná.

2. Fundamentação Teórica

Os estudos sobre desenvolvimento rural geralmente partem de um conceito adotado pelo autor e, a partir deste conceito, são realizadas análises para compreender as dinâmicas dos espaços agrários. Como explica Kageyama (2008), o desenvolvimento rural pode ser interpretado a partir de uma combinação de forças internas (desenvolvimento endógeno) e externas (desenvolvimento exógeno) que atuam sobre a região em estudo; os atores podem estar envolvidos tanto em redes internas quanto externas. Regiões com redes locais (mercados e recursos territoriais) organizadas devem apresentar elevado nível de desenvolvimento rural, em contraste com áreas isoladas, carentes de recursos naturais e sem instituições locais organizadas.

A análise do desenvolvimento não é simples, pois trata de um fenômeno que envolve uma série de transformações tecnológicas, sociais, distributivas e econômicas. Abrange, pois, um conjunto de indicadores demográficos, econômicos, sociais e ambientais sendo, portanto, um conceito complexo e multissetorial. De acordo Conterato, Schneider e Waquil (2007), ao se estudar o desenvolvimento rural é importante considerar cinco dimensões: social, demográfica, político-institucional, econômica e ambiental.

De acordo com Kageyama (2008), apesar de ser controversa a definição de rural há, contudo, certo consenso entre os seguintes pontos: rural não é sinônimo de e nem tem exclusividade sobre o agrícola; o rural é multissetorial (pluriatividade) e multifuncional (função produtiva, ambiental, ecológica, social); as áreas rurais têm densidade populacional relativamente baixa; não há um isolamento absoluto entre os espaços rurais e as áreas urbanas. O ‘redescobrimento’ do desenvolvimento rural deu-se em função da necessidade de reorientação do protecionismo da Política Agrícola Européia (PAC), que reconheceu, de um lado, os problemas criados pela agricultura intensiva e, de outro, a multifuncionalidade do espaço rural.

Neste contexto, a literatura que trata do desenvolvimento rural no Brasil e no exterior tem crescido e canalizado esforços no sentido de obter informações sintéticas que retratem a diversidade do espaço rural (Kageyama, 2008; Rizov, 2005; Melo e Parré, 2007; Conterato, Schneider e Waquil, 2007; Barrios, 2008). Porém, apesar de chamarem a atenção sobre a importância da heterogeneidade do espaço rural para compreender as dinâmicas do desenvolvimento rural, estes estudos não utilizaram um instrumental adequado para captar os efeitos espaciais sobre o desenvolvimento rural, pois trataram municípios vizinhos e distantes identicamente e desconsideraram as dependências espaciais entre eles. Como afirma Abramovay (2003, p.52): “Embora existam traços comuns da ruralidade, é claro que o meio rural caracteriza-se por sua imensa diversidade. Estabelecer tipologias capazes de captar esta diversidade é uma das importantes missões das pesquisas contemporâneas voltadas para a dimensão espacial do desenvolvimento.”

Conforme descrito por Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) não é difícil verificar que a agricultura é sensível aos efeitos espaciais, pois o desenvolvimento das culturas agrícolas é heterogêneo ao longo do espaço. As técnicas de produção, a condição climática, o tipo de solo e topografia influenciam na escolha do que produzir. Além desses fatores, os efeitos de interdependência nas diversas regiões produtoras manifestam-se através da difusão espacial

de alguns fenômenos que influenciam a vizinhança, dos processos de competição espacial para a expansão da fronteira agrícola ou na formação dos cinturões agrícolas.

Neste sentido, torna-se fundamental inserir os efeitos espaciais nos estudos sobre o desenvolvimento rural, o que permitirá verificar se existe ou não autocorrelação espacial (dependência espacial) e heterogeneidade espacial (diferenças estruturais) entre os municípios do Estado e como as relações de vizinhança e contigüidade entre os municípios influenciam no desenvolvimento rural.

Além disso, os modelos econométricos espaciais ao utilizarem informações georeferenciadas a partir da matriz de pesos, permitirão verificar se as condições de infraestrutura que o Estado disponibiliza para os municípios como a malha rodoviária e a demanda por infra-estrutura através da área plantada e do preço da terra; juntamente com a disponibilidade de condições favoráveis em relação ao regime de chuvas e de temperaturas e do tipo de solo; apresentam efeitos significativos sobre o desenvolvimento rural dos municípios. Essa será a principal inovação metodológica da presente pesquisa.

3. Referencial Metodológico

Para o presente estudo, dado o caráter multidimensional do conceito de desenvolvimento, utilizou-se a técnica da análise estatística multivariada, mais especificamente, a análise fatorial, para a mensuração do IDR. A segunda etapa da pesquisa será a interpretação da distribuição espacial do IDR utilizando técnicas de análise espacial de dados.

3.1 Análise fatorial

A Análise Fatorial permite transformar grandes conjuntos de dados em um número reduzido de fatores, explicando, com o mínimo de perda de informação, as variáveis originais. Para estimar o modelo de análise fatorial, o presente artigo utiliza o método dos componentes principais, que consiste na extração dos fatores de modo a maximizar a contribuição dos mesmos para a variância comum (comunalidade). Desta forma, o primeiro fator irá possuir o maior percentual de explicação da variância total das n variáveis da amostra, o segundo fator irá conter o segundo maior percentual, e, assim sucessivamente para os demais fatores (MELO e PARRÉ, 2007).

A medida denominada de Eigenvalue ou raiz característica expressa a variância total do modelo explicada por cada fator. De acordo com Ferreira Junior, Baptista e Lima (2003), na determinação do número de fatores necessários para representar o conjunto de dados, usualmente consideram-se apenas os fatores cuja raiz característica é maior que a unidade. O seu valor é o somatório dos quadrados das cargas fatoriais de cada variável associada ao fator específico. O eigenvalue dividido pelo número de variáveis determina a proporção da variância total explicada pelo fator.

Para facilitar a interpretação destes fatores é realizada uma rotação ortogonal pelo método *varimax*, que procura minimizar o número de variáveis fortemente relacionadas com cada fator, permitindo, assim, obter fatores mais facilmente interpretáveis.

No modelo de análise fatorial, há uma medida de adequação dos dados, o Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO). O KMO é a razão da soma dos quadrados das correlações de todas as variáveis dividida por essa mesma soma acrescentada da soma dos quadrados das correlações parciais de todas as variáveis. Outro teste que precede a análise fatorial com vistas à verificação de suas premissas, é o Barlett Test of Sphericity (BTS), que testa a hipótese de que a matriz de correlação é uma matriz identidade, ou seja, que não há correlação entre as variáveis.

Serão obtidos os fatores e selecionados os que apresentaram valores maior que 1. O escore para cada observação (município) é resultado da multiplicação do valor (padronizado) das variáveis pelo coeficiente do escore fatorial correspondente. Os escores fatoriais possuem distribuição normal com média zero e variância unitária, podendo ser “... utilizados para indicar a posição relativa de cada observação relativamente ao conceito expresso pelo fator” (MONTEIRO e PINHEIRO, 2004, p. 376). Desta forma, os escores fatoriais definem os fatores de desenvolvimento rural para cada um dos municípios analisados.

A verificação do grau de desenvolvimento de cada município paranaense será feita através dos escores fatoriais, ou seja, dos valores dos fatores para cada uma das 399 observações (municípios). Através da fórmula (1), pode-se obter o Índice de Desenvolvimento Rural (IDR), por meio do cálculo da média dos fatores (ponderada pela variância) pertencentes a cada observação (município). Ao realizar a análise fatorial pelo método de componentes principais, a ponderação pela proporção de explicação da variância total exprime a importância relativa de cada fator, procedimento semelhante pode ser encontrado em Melo e Parré (2007) e Stege e Parré (2011).

$$IDR_i = \frac{\sum_{j=1}^P (w_j f_{ij}^*)}{\sum_{j=1}^P w_j} \quad (1)$$

Em que P é o número de fatores com valores maior que 1; w_j é a proporção da variância explicada por cada fator; e, f_{ij}^* são os escores fatoriais para cada município i.

A partir daí, interpola-se os resultados, considerando-se o maior valor como 100 e o menor como zero, obtendo o IDR na escala de 0 a 100 para cada município. Os municípios foram agrupados em classes de desenvolvimento da considerando a média e o desvio-padrão do IDR: classe A - aqueles que apresentaram resultados com três desvios-padrão acima da média; classe B2 - aqueles com resultados entre dois e três desvios-padrão acima da média; classe B1 - aqueles com valores entre um e dois desvios-padrão acima da média; classe C - os que apresentaram resultado entre a média e um desvio-padrão acima da média; classe D1 - aqueles com resultados no intervalo entre a média e um desvio-padrão abaixo da média; classe D2 - os que tiveram resultados no intervalo entre um e dois desvios-padrão abaixo da média e, por último, classe E - os municípios com resultados com três desvios-padrão abaixo da média.

3.2 Análise Explanatória de Dados Espaciais (AEDE)

O estudo da econometria espacial cada vez mais vem conquistando espaço na literatura econômica. Segundo Figueiredo (2002), este fato tem ocorrido por causa da constatação de que, na maioria dos casos de dados de corte seccional, existe autocorrelação espacial, e também porque existem efeitos de interdependência nas diferentes regiões, principalmente, quanto mais próxima uma região for da outra.

Anselin (1999, p. 1) define econometria espacial da seguinte forma: “spatial econometrics is a subfield of econometrics that deals with the treatment of spatial interaction (spatial autocorrelation) and spatial structure (spatial heterogeneity) in regression models”. Sendo assim, a econometria espacial leva em consideração dois efeitos espaciais na sua estimação, sendo que o primeiro é a dependência espacial ou autocorrelação espacial, e o segundo, a heterogeneidade espacial.

A dependência espacial, segundo Almeida (2012), é dada pela interação dos agentes no espaço, ou seja, o valor de uma variável de interesse numa certa região i depende do valor dessa variável nas regiões vizinhas j. A inserção da localização no estudo é importante, pois quando este não é inserido, os resultados proporcionados pela econometria convencional podem se tornar, de certo modo, inconsistentes. As técnicas espaciais incorporam na

modelagem o padrão da interação sócio-econômica entre os agentes do sistema, bem como as características da estrutura desse sistema no espaço.

A ocorrência do segundo efeito, a heterogeneidade espacial, se dá devido ao fato de fenômenos espaciais não apresentarem estabilidade estrutural (como coeficientes variáveis, variância não constante ou ainda formas funcionais diferentes para determinados subconjuntos de dados). Consequentemente, dificulta-se o ajustamento de um mesmo modelo teórico para todo e qualquer conjunto de dados, acarretando em perda de eficiência ou até mesmo estimativas viesadas (Almeida, 2012).

Para a obtenção dos resultados esperados será utilizada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Essa inferência espacial permitirá verificar se existe uma relação entre regiões vizinhas capazes de influenciar o desenvolvimento rural das mesmas.

Essa autocorrelação será calculada pela estatística I de Moran, a qual fornece indicação do grau de associação linear entre os vetores de valores observados no tempo e a média ponderada dos valores da vizinhança. A fórmula desta estatística é expressa como:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (2)$$

onde n é o número de unidades espaciais, y_i é a variável de interesse e w_{ij}^1 é o peso espacial para o par de unidades espaciais i e j , medindo o grau de interação entre elas.

O coeficiente I de Moran tem um valor esperado (média teórica) de $-[1/(n-1)]$, isto é, o valor que seria obtido se não houvesse padrão espacial nos dados. O valor calculado de I deveria ser igual ao seu valor esperado, dentro dos limites da significância estatística, se y_i é independente dos valores nas regiões vizinhas. Valores de I que excedem $-[1/(n-1)]$ indicam autocorrelação espacial positiva. Valores de I abaixo do valor esperado sinalizam uma autocorrelação negativa. Uma indicação de autocorrelação espacial positiva revela que há uma similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. Uma indicação de autocorrelação espacial negativa revela por sua vez que há uma dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo.

Apresenta-se na Figura 1 o diagrama de dispersão da estatística I de Moran com os tipos de agrupamentos de associação linear espacial. Ressalta-se ainda que tal análise de dispersão é válida tanto para a estatística I de Moran univariada quanto para a multivariada.

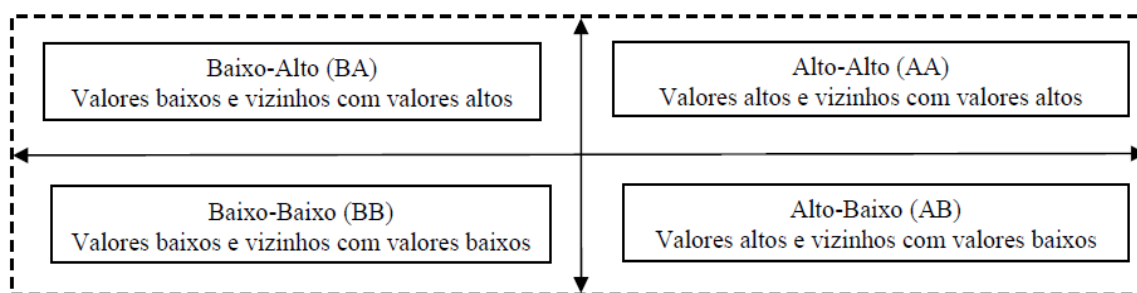


Figura 1: Diagrama da dispersão da estatística I de Moran.

Fonte: Capucho e Parré (2010).

Outro indicador utilizado para verificar dependência espacial de uma variável é a estatística c de Geary, que pode ser formalmente apresentada como:

$$c = \frac{n-1}{2 \sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

Diferentemente da estatística I de Moran, o valor obtido com a estatística c de Geary situa-se entre 0 e 2. Seu valor esperado é 1, ao passo que valores encontrados situados entre 0

¹ Apesar da mesma simbologia, o significado desse w é diferente daquele apresentado na análise fatorial.

e 1 indicam dependência espacial positiva e valores entre 1 e 2 indicam autocorrelação espacial negativa (ALMEIDA, 2012).

A fim de observar a existência de clusters espaciais locais de valores altos ou baixos e quais as regiões que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial, serão utilizados métodos que visam a complementação do I de Moran como o diagrama de dispersão de Moran e estatísticas *LISA* (Indicadores Locais de Associação Espacial) (ANSELIN, 1988; 1995).

Para finalizar a apresentação da AEDE é necessário destacar a importância da matriz de pesos (W) na análise espacial, pois todos os passos subsequentes (ou resultados) dependerão dessa matriz. A matriz de pesos é a forma de expressar a estrutura espacial dos dados. Há na literatura um grande número de matrizes de pesos espaciais. É possível implementar um AEDE com base em uma matriz de continuidade binária ou por meio de uma estrutura de conectividade mais complexa. A matriz de pesos espaciais W utilizada neste trabalho é uma matriz Binária do tipo rainha.

3.3 Modelos Econométricos Espaciais

Após realizar a AEDE, desenvolve-se a modelagem econométrica espacial. O modelo econométrico espacial incorpora elementos espaciais na modelagem clássica de análise de regressão linear.

Inicialmente, será apresentado o modelo de regressão linear clássico em sua forma a-espacial, espacial, o qual é representado pela relação linear entre a variável dependente e as variáveis explicativas, formalmente:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (4)$$

em que y um vetor N por 1 observações da variável dependente e X é uma matriz com n observações por k variáveis contendo as variáveis independentes. O termo de erro é bem comportado, seguindo uma distribuição normal, com média e variância constante. O método estimação para este modelo é Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois este método garante que os resultados apresentem o melhor estimador linear não tendencioso (BLUE). Essa estimativa para os β 's é encontrada minimizando a soma dos erros quadrados da predição.

- Modelo de defasagem espacial (*Spatial Autoregressive Model – SAR*)

O modelo de defasagem espacial ou *Spatial Autoregressive Model (SAR)* incorpora um coeficiente auto-regressivo espacial a fim de captar o efeito de “vizinhança” do fenômeno em estudo, que captaria a forma como um fenômeno seria espreado pelas regiões próximas. O modelo pode ser expresso como:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

em que y é o vetor $n \times 1$ de observações da variável dependente; ρ é o coeficiente auto-regressivo espacial (um escalar); Wy o vetor $n \times 1$ de defasagens espaciais para a variável dependente; X é a matriz $n \times k$ de variáveis explicativas; β é o vetor $k \times 1$ de coeficientes de regressão e ε o vetor $n \times 1$ de termos de erro aleatório normalmente distribuídos com média zero e variância constante.

Ressalta-se que uma vez estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) as estimativas obtidas seriam viesadas e inconsistentes e que para que não se incorra em tais problemas, este deverá ser estimado pelo método da máxima verossimilhança (MV) ou pelo método das variáveis instrumentais (VI).

- Modelo de erro espacial (*Spatial error model – SEM*)

O modelo com erro auto-regressivo espacial expressa no termo de erro aqueles efeitos que não podem ser modelados. Dessa forma, os efeitos espaciais nesse modelo se apresentam apenas no termo de erro da regressão, podendo ser interpretado da seguinte forma:

Nesse modelo o padrão espacial manifestado no termo de erro é dado por efeitos não modelados e que não são distribuídos aleatoriamente no espaço, mas, ao contrário, estão espacialmente autocorrelacionados.

Assim, o modelo proposto pode ser expresso da seguinte forma:

$$\begin{aligned}y &= X\beta + \mu \\ \mu &= \lambda Wu + \varepsilon\end{aligned}\tag{6}$$

em que y é o vetor $n \times 1$ de observações da variável dependente; X é a matriz $n \times k$ de variáveis explicativas; β é o vetor $k \times 1$ de coeficientes de regressão e μ é um vetor N por 1 nos termos de erro. $W\mu$ é o vetor de erros defasados espacialmente, λ é o parâmetro do erro auto-regressivo espacial e ε é o vetor $n \times 1$ de termos de erro aleatório normalmente distribuídos com média zero e variância constante.

Quando estimado por MQO, o modelo de erro autorregressivo espacial apresenta estimativas não viesadas e consistentes, porém os erros deixam de ser esféricos, o que faz com que as estimativas não sejam mais eficientes. Para se obter estimativas consistentes para o modelo de erro espacial deve-se utilizar o método da máxima verossimilhança, quando houver normalidade dos erros e o método dos momentos generalizados para o caso dos erros não serem normalmente distribuídos

Para a escolha do modelo mais adequado serão adotados os procedimentos sugeridos por Florax *et al.* (2003). Consiste nos seguintes passos: estimar o modelo clássico de regressão linear por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio das estatísticas do Multiplicador de Lagrange (ML) para defasagem (ML ρ) ou erro (ML λ); caso ambos os testes não sejam significativos, usar MQO como método de estimação; caso ambos os testes sejam significantes, estimar o modelo sugerido como mais significativo pelas versões robustas do teste de Multiplicador de Lagrange.

3.4 Modelo empírico proposto no estudo

Segundo Anselin (1999), o aumento da atenção dada à análise espacial pelas ciências sociais deve-se ao interesse comum de economistas, sociólogos e cientistas políticos em compreender como se dá a interação entre o indivíduo e o grupo. Saber como o comportamento coletivo é influenciado pelas interações individuais tem levado a se desenvolver conceitos sobre normas sociais, efeitos de vizinhança, capital social e interação estratégica. Nessas situações, torna-se central o papel da localização, do espaço e da interação espacial. Ainda segundo o autor, a verificação empírica dessas novas teorias requer a utilização de técnicas econométricas que incorporem os efeitos espaciais. Neste sentido, o modelo proposto se baseia na Nova Geografia Econômica, tendo como destaque o trabalho de Fujita *et al.* (1999).

Como foi justificado na introdução e definido nos objetivos, esse artigo procura avançar em relação aos estudos de desenvolvimento rural em duas frentes: no sentido de incorporar os efeitos espaciais na análise do IDR através de uma técnica consolidada como a AEDE; e propor um modelo econométrico que consiga “explicar” o comportamento do IDR

nos municípios utilizando como fatores explicativos indicadores representativos dos recursos naturais e da disponibilidade de infra-estrutura.

Neste sentido, o seguinte modelo é proposto:

$$IDR_i = \beta_0 + \beta_1 area_i + \beta_2 rodpi + \beta_3 preço_i + \beta_4 chu_i + \beta_5 temp_i + \beta_6 solo_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

em que $i = 1, 2, \dots, 399$; são os municípios paranaenses

Uma descrição completa das variáveis será apresentada na próxima seção. O IDR foi construído a partir de um conjunto de 11 variáveis, portanto devemos considerar a dificuldade em encontrar variáveis que não sejam um reflexo daquelas que foram utilizadas na elaboração do índice, ou seja, devemos garantir a exogeneidade das variáveis explicativas. A função descrita pela equação (7) será utilizada no estudo para o IDR, inserindo os efeitos espaciais necessários para a melhor estimação do modelo.

3.5 Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

O banco de dados georreferenciados construído para a pesquisa possui um total de 17 variáveis para cada município do Estado do Paraná. As variáveis podem ser divididas em 3 grupos: variáveis utilizadas no cálculo do IDR (11 variáveis); variáveis utilizadas para verificar os efeitos do espaço geográfico em termos de recursos naturais e as variáveis que foram coletadas para serem usadas como *proxy* da infraestrutura disponível aos municípios e que podem influenciar o desenvolvimento do espaço rural.

As variáveis para calcular o IDR procuram captar aspectos qualitativos e quantitativos inerentes ao desenvolvimento rural dos municípios do estado do Paraná e são apresentadas na Tabela 1. Os dados utilizados são secundários e têm como fontes: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES), Ministério da Saúde (DATASUS).

Tabela 1: Variáveis utilizadas na construção do IDR do Paraná, para o ano de 2010.

	VARIÁVEIS	Fonte
X ₁	Consumo de Energia Elétrica Rural (MWH)	IPARDES
X ₂	Valor Adicionado Bruto da Agropecuária (R\$1000)	IPARDES
X ₃	População Ocupada - Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura	IPARDES
X ₄	Nº Estabelecimentos - Agricultura, Silvicultura, Criação de Animais, Extração Vegetal e Pesca	IPARDES
X ₅	Proporção dos domicílios rural com abastecimento de água de rede pública	DATASUS
X ₆	Proporção dos domicílios rural que possuem energia elétrica	DATASUS
X ₇	Proporção dos domicílios rural que possuem lixo coletado por empresa pública ou privada	DATASUS
X ₈	Proporção da População Economicamente Ativa (10 anos ou mais) Rural em relação à Total	IPARDES
X ₉	Proporção da População Ocupada Rural em relação à Total	IPARDES
X ₁₀	Milho - Rendimento médio da produção (Quilogramas por Hectare)	IBGE
X ₁₁	Soja - Rendimento médio da produção (Quilogramas por Hectare)	IBGE

Para verificar as diferenças de recursos naturais disponíveis aos municípios e seus efeitos sobre o desenvolvimento rural serão consideradas as diferenças edafoclimáticas dos municípios, através da densidade pluviométrica e da temperatura média municipal. Outra riqueza natural considerada será o tipo de solo predominante no município.

A variável climática precipitação total anual (*chu*) representa o volume total de chuvas nos municípios do Paraná durante um ano e é medida em milímetros (mm). Essa variável, também chamada de pluviosidade total, foi obtida junto a Agência Nacional das Águas (ANA) e os municípios foram classificados em seis categorias em função da precipitação anual. A variável climática temperatura média anual (*temp*) dos municípios do Paraná é medida em graus centígrados (°C). Essa variável foi obtida junto ao Sistema Meteorológico do Paraná (Simepar) e os municípios foram classificados em sete categorias em função da

temperatura média. Considerando a classificação da Embrapa (1999) e as informações do mapa de solos do Instituto Paranaense de Terras, Cartografia e Geociências (ITCG) foi possível elaborar uma classificação dos tipos de solos predominantes (variável *solo*) para os municípios do Paraná.

Com relação às variáveis que representam a infra-estrutura disponível para os municípios, a variável densidade rodoviária é medida pela disponibilidade de rodovias pavimentadas (*rodop*) medida em quilometro de rodovia por quilometro quadrado de área do município (Km/Km^2) e foi obtida junto ao Departamento de Estradas e Rodagem (DER) do Paraná. A variável área das atividades agrícolas (*area*) reapresenta a área plantada total medida em mil hectares para o ano de 2010, obtida junto ao IBGE (2012). Essa variável mede a dimensão das atividades rurais dos municípios, além de servir como uma *proxy* da necessidade de infra-estrutura de armazenagem e de escoamento. A variável preço da terra (*preço*) representa o preço médio em mil reais por hectare (1000R\$/ha) das terras agrícolas mecanizadas nos municípios paranaenses para o ano de 2010 e também reflete as condições de infra-estrutura do setor rural. A pesquisa de preços é realizada anualmente pela Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento do Paraná, através de seu Departamento de Economia Rural (DERAL/SEAB, 2102).

4. Resultados e discussão

4.1 Resultados da Análise Fatorial

De acordo com a metodologia de análise fatorial, para representar o conjunto de dados são considerados apenas os fatores cujos valores de *eigenvalue* ou raiz característica são maiores que um. Sendo assim, conforme a Tabela 2, verifica-se que as informações contidas nas 11 variáveis originais são sintetizadas por 4 Fatores, os quais, após a rotação ortogonal, conseguem explicar no seu conjunto 85,9% da variância total do modelo multivariado.

Tabela 2: Raiz característica, variância explicada pelo Fator e variância acumulada.

Fator	Raiz característica	Variância explicada (%)	Variância acumulada (%)
1	3,452	31,381	31,381
2	2,949	26,810	58,191
3	1,671	15,188	73,380
4	1,375	12,496	85,876

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados dos testes de ajustamento do modelo são apresentados na Tabela 3. O teste de KMO, para análise da adequabilidade da amostra apresentou valor de 0,729, um valor considerado bom pela escala do teste, indicando que a amostra é passível de ser analisada pelas técnicas da análise fatorial. O teste de Bartlett apresentou resultado significativo, rejeitando a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade.

Tabela 3: Medida de adequação amostral (teste KMO) e teste de *Bartlett* (teste BTS).

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		0,729
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	3.482,51
	df	55,00
	Sig.	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Após a rotação ortogonal dos fatores pelo método *varimax*, a Tabela 4 apresenta as cargas fatoriais e as comunalidades para os fatores considerados. Inicialmente, é importante destacar que todas as cargas fatoriais apresentam valores superiores a 0,75, o que possibilita considerar todas as variáveis na análise, pois todas têm sua variabilidade captada e representada por um determinado fator.

Tabela 4: Cargas Fatoriais e comunalidades após a rotação ortogonal *varimax*.

Variável	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	comunalidade
X ₁	0,856	0,009	-0,069	0,162	0,764
X ₂	0,890	-0,015	-0,027	0,097	0,802
X ₃	0,884	-0,024	0,154	0,003	0,807
X ₄	0,804	-0,041	-0,350	0,035	0,772
X ₅	-0,028	0,977	0,091	0,011	0,964
X ₆	0,031	0,844	0,427	0,016	0,895
X ₇	-0,050	0,979	0,018	0,007	0,962
X ₈	-0,026	0,223	0,934	-0,003	0,923
X ₉	-0,116	0,105	0,937	0,100	0,913
X ₁₀	0,137	0,047	-0,019	0,898	0,828
X ₁₁	0,072	-0,022	0,105	0,895	0,817

Fonte: Resultados da pesquisa.

Além disso, a associação entre as variáveis e os Fatores gerou diferentes aspectos ou dimensões do desenvolvimento rural para os municípios do estado do Paraná. De modo sintético, podemos interpretar o que representa cada um dos fatores em termos de desenvolvimento rural dos municípios do Paraná: Fator 1 – dimensão econômica, estrutura produtiva do setor rural; Fator 2, dimensão social, qualidade de vida da população rural; Fator 3, dimensão demográfica, dinamismo da população rural; Fator 4, dimensão tecnológica, produtividade do setor rural.

4.2 Distribuição do desenvolvimento rural no estado do Paraná

A metodologia adotada no estudo se mostrou bastante adequada para mensurar um Índice de Desenvolvimento Rural (IDR) para os municípios do Estado do Paraná, o qual se apresentou bastante representativo da realidade rural paranaense.

De acordo com esses resultados obtidos a partir da análise fatorial e da fórmula (1), observa-se que as desigualdades regionais no desenvolvimento rural do estado são consideráveis. Para o ano de 2010, numa escala de zero a 100, o índice médio de desenvolvimento rural situou-se em 33,6; resultando num total de 183 municípios (45,86%) acima deste valor e 216 municípios (54,14%) abaixo deste índice.

Uma análise geral sobre a distribuição do desenvolvimento rural dos municípios paranaenses permite verificar que as mesorregiões que se destacam no índice construído para 2010 de um modo geral foram as mesmas que se destacaram no índice construído por Melo e Parre (2007)² para o ano de 2000, principalmente as mesorregiões Oeste e Centro Oriental. As mesorregiões Centro Ocidental, Noroeste, Norte Pioneiro e Metropolitana de Curitiba apresentaram valores modestos em ambos os índices.

² É importante destacar que Melo e Parré (2007) construíram um IDR a partir de 18 variáveis sendo que a maioria é diferente das utilizadas no presente estudo.

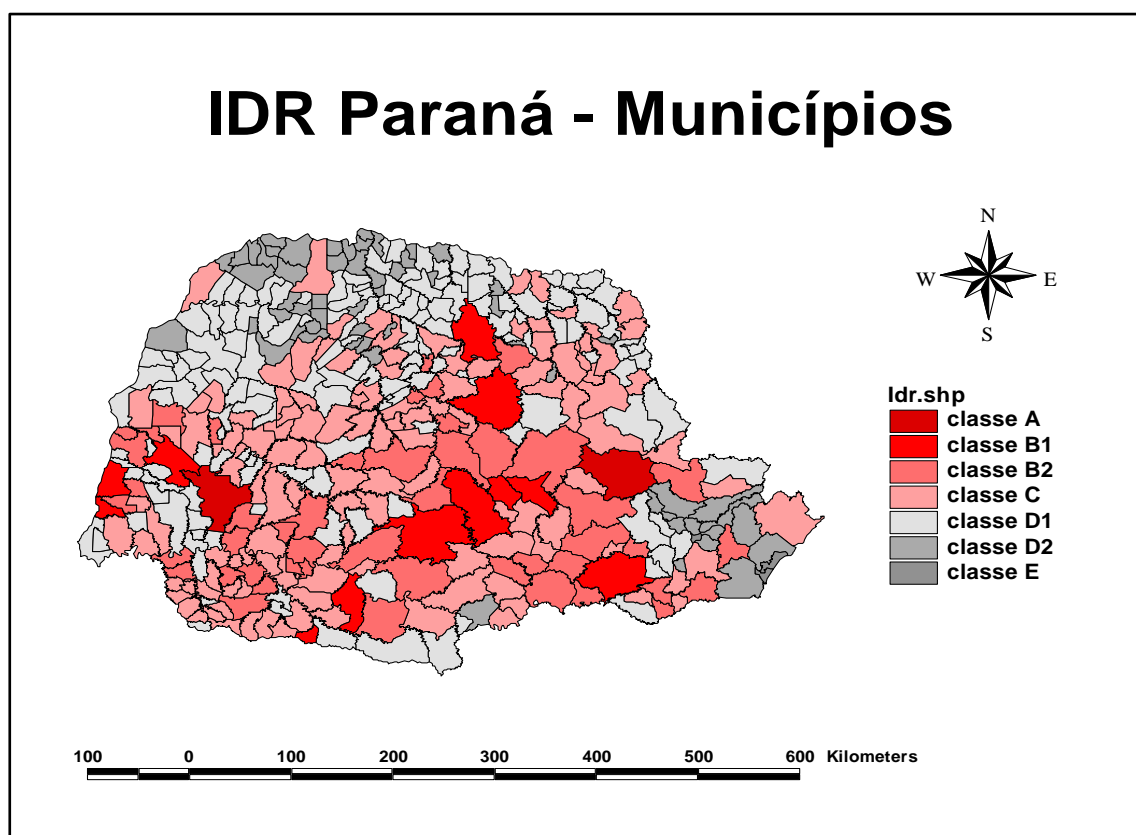
A análise do desenvolvimento rural do Paraná tendo como foco os municípios reforça a importância de utilizar informações desagregadas nos estudos sobre esse tema, pois a realidade dos municípios é única, o que sugere que os estudos sobre desenvolvimento rural devem se aproximar do enfoque utilizado nos estudos sobre desenvolvimento local e de territórios específicos.

O Mapa 1 apresenta as classes de desenvolvimento rural dos municípios do estado do Paraná par o ano de 2010. Recordando que, de acordo com a metodologia adotada, os municípios foram agrupados em 7 classes: as classes C, B1, B2 e A indicam valores de IDR acima do valor médio; e as classes D1, D2 e E classificam os municípios que possuem valores abaixo da média.

A primeira classe, denominada de classe A é composta por apenas dois municípios, com desenvolvimento entre 79,6 e 100. São os municípios de Castro e Cascavel; sem dúvida, esses municípios apresentam condições de desenvolvimento rural, refletido pelo indicador IDR, bastante superiores ao restante do estado.

A classe B foi dividida em B1 e B2, a classe B1 (IDR entre 62,3 a 76,6) é composta de 12 municípios com excelente nível de desenvolvimento, localizados principalmente nas mesorregiões Oeste e Sudeste do estado. A classe B2, ainda representando um alto nível de desenvolvimento (48,0 a 62,3), é composta por 47 municípios distribuídos por quase todas as regiões, mas com predominância no Oeste e no Centro do estado.

A classe C pode ser interpretada como uma área de transição, pois, apesar de apresentarem IDR acima da média (entre 33,6 e 48,0), os 122 municípios dessa classe apresentam valores para o IDR abaixo de 50, que pode ser considerado uma meta a ser alcançada pelos municípios que buscam realmente atingir níveis elevados de desenvolvimento rural.



Mapa 1: Classes de desenvolvimento rural dos municípios do estado do Paraná, 2010.

Fonte: Resultados da pesquisa. Mapa gerado no ArcView.

A maior classe em número de municípios é a classe D, com 213 municípios (53,4% do total), essa classe foi dividida em duas, D1 com 156 municípios e D2 com 57 municípios. São os municípios que apresentam situação preocupante (D1) e crítica (D2) em termos de desenvolvimento rural. Grandes esforços serão necessários para reverter a situação em que se encontram os indicadores desses municípios. Por fim, a classe E, com 3 municípios da microrregião de Paranaguá que apresentam os piores indicadores de desenvolvimento rural do estado do Paraná.

4.3 Efeitos espaciais dos recursos naturais e da infra-estrutura.

Inicialmente será verificada a presença de autocorrelação espacial global entre os municípios em relação ao IDR através dos índices de Moran e de Geary. De acordo com a Tabela 5, o I de Moran apresenta valor 0,477 e o C de Geary valor 0,576, ambos com significância estatística de 1%.

Esses resultados indicam a presença de autocorrelação espacial global positiva³. Isso significa que municípios que apresentam elevado nível de desenvolvimento rural (IDR) são vizinhos de outros municípios que também apresentam a mesma característica ou, alternativamente, que municípios com baixo valor de IDR são circundados por municípios que também apresentam baixos valores de IDR. Vale lembrar que foi adotado um padrão de vizinhança binário através de uma matriz do tipo rainha.

Tabela 5: Testes de autocorrelação espacial para o IDR.

Índice	Valor	Prob.
I de Moran	0,477062	0,001
C de Geary	0,576032	0,001

Fonte: Resultados da pesquisa, utilizando o SpaceStat.

Para complementar o resultado dos indicadores é necessário visualizar e interpretar o diagrama de dispersão de Moran, que está representado na Figura 1. O diagrama revela detalhes importantes do padrão de associação espacial, enquanto o valor do indicador revela apenas a tendência geral de agrupamento dos dados.

Cada ponto no diagrama representa um município paranaense. O diagrama de dispersão de Moran apresenta no eixo horizontal o IDR e, no eixo vertical, a defasagem espacial do IDR, ou seja, a média do IDR para os vizinhos, os quais são definidos de acordo com a matriz de vizinhança. O diagrama de dispersão de Moran classifica os municípios de acordo com quatro diferentes regimes espaciais. Estes regimes, definidos na metodologia são: alto-alto (AA), que denota que municípios com alto IDR são vizinhos de outros que também apresentam alto IDR; regime baixo-alto (BA), que indica que municípios que apresentam baixo IDR são vizinhos de outros com alto IDR; regime alto-baixo (AB), que mostra que municípios com alto IDR possuem vizinhos com baixo IDR; e, finalmente, o regime baixo-baixo (BB), implica que municípios com baixo IDR são vizinhos de municípios que apresentam a mesma situação.

A visualização do diagrama corrobora o resultado de autocorrelação espacial positiva indicado nos testes da Tabela 5, pois a maioria dos municípios está localizada nos quadrantes AA e BB do diagrama, indicando uma relação espacial positiva para o IDR.

³ O valor esperado para o I de Moran considerando os 399 municípios do Paraná é igual a $-0,0025$, conforme a expressão $-[1/(n-1)]$. Portanto, valores de I acima desse valor indicam autocorrelação espacial positiva e os valores abaixo indicam autocorrelação espacial negativa.

Os pontos coloridos no diagrama referem-se aos municípios que exercem grande influência sobre a tendência central e funcionam como pontos de alavancagem de uma suposta linha de regressão que teria inclinação positiva e confirmaria uma autocorrelação positiva para o IDR, no caso dos quadrantes AA e BB.

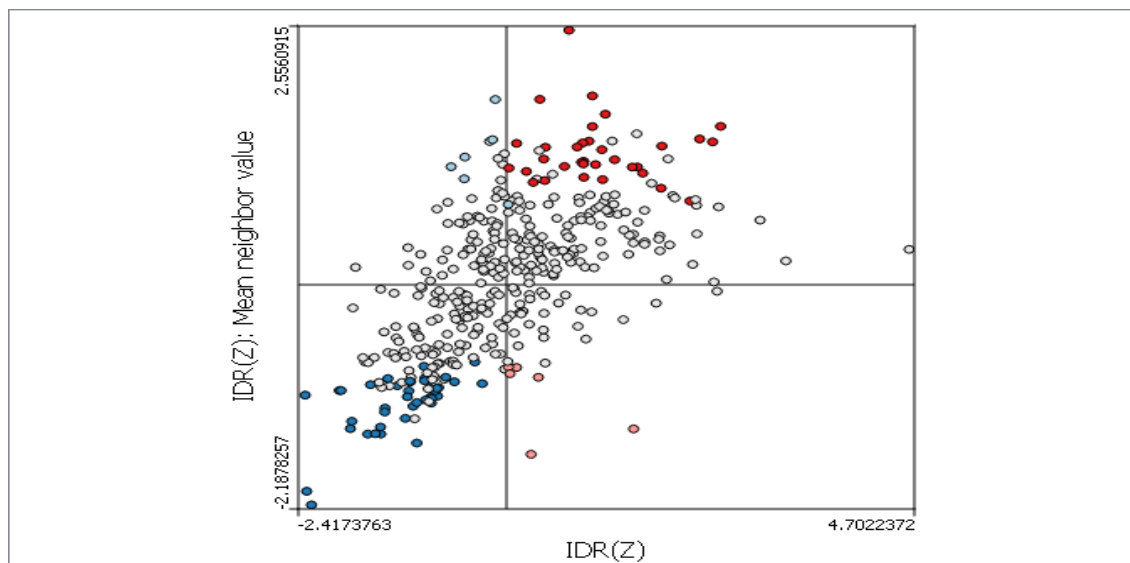


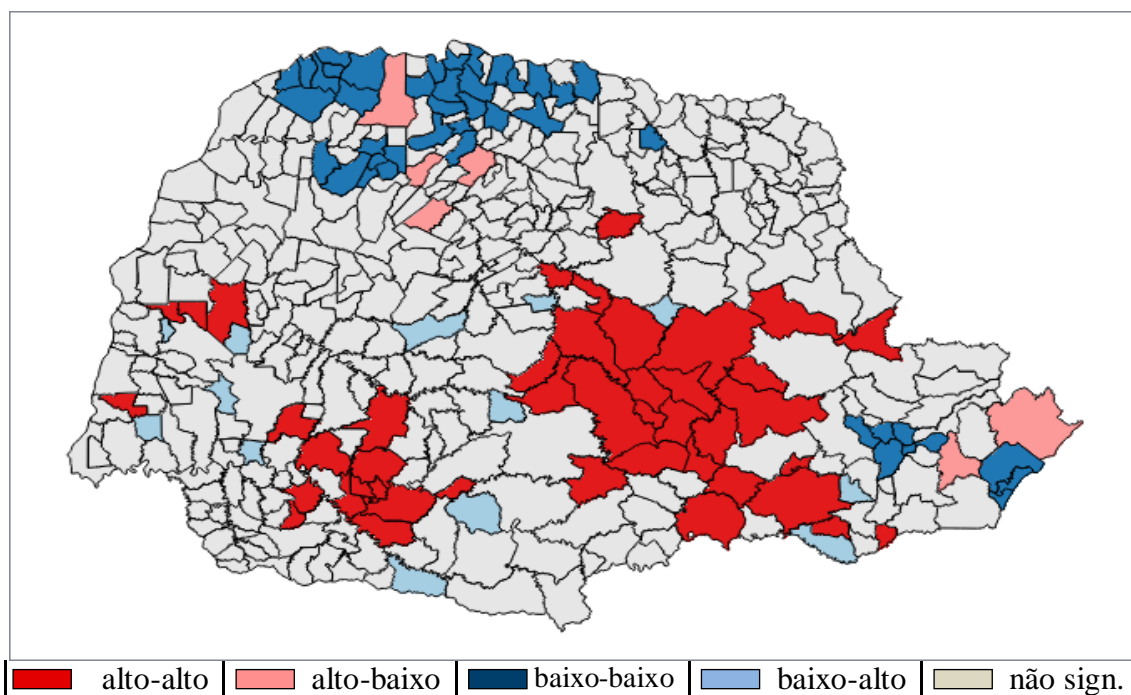
Figura 1: Diagrama de dispersão de Moran para o IDR no estado do Paraná.
Fonte: Resultados da pesquisa. Diagrama gerado no SpaceStat.

Os padrões globais de associação linear podem não estar em concordância com os padrões locais. Sendo assim, a literatura de análise espacial (Anselin, 1995; Le Gallo e Erthur, 2003) apresenta medidas estatísticas que avaliam o padrão de associação espacial local. A estatística I de Moran local, segundo Almeida (2012), decompõe o indicador global de autocorrelação em relação à contribuição local individual em cada um dos quatro quadrantes do diagrama de dispersão de Moran. A forma mais clara de especificação da estatística é através de mapas. Basicamente, é feito um mapa do diagrama da Figura 1 destacando os municípios com valores significativos para o I de Moran local onde se analisa a possível formação de clusters. Ou seja, permite verificar a situação individual de cada município e comparar com seus vizinhos.

O Mapa 2 apresenta a formação de clusters espaciais para o IDR no estado do Paraná. A análise do mapa reforça a importância de alguns municípios já verificada nas seções anteriores desse artigo. Porém, agora, as conclusões são baseadas em um método robusto com resultados estatisticamente significativos.

Verifica-se a ocorrência de dois *clusters* do tipo alto-alto; o primeiro é grande e envolve municípios da mesorregião Centro Oriental, o que indica um transbordamento do desenvolvimento rural nessa região. O segundo *cluster* é formado por alguns municípios das mesorregiões Oeste e Sudeste do Paraná.

Quanto aos *clusters* baixo-baixo, o Mapa 2 permite a visualização de 4 clusters. Sendo que dois estão bem próximos, separados por poucos municípios. Considerando essa proximidade, fica reforçada a preocupante situação das mesorregiões Noroeste, Norte Central e Norte Pioneiro. Para completar os *clusters* do tipo baixo-baixo, deve-se incluir a mesorregião de Curitiba e Litoral.



Mapa 2: Clusters univariados do IDR – PR, 2010.

Fonte: Resultados da pesquisa. Mapa gerado no SpaceStat.

De acordo com o modelo proposto, será verificado o efeito de variáveis representativas de recursos naturais e de infra-estrutura sobre o IDR nos municípios do Paraná. É importante, então, realizar o estudo do I de Moran bivariado que tem como objetivo central descobrir se os valores de uma variável observadas numa região apresentam uma relação com os valores de outra variável observada nas regiões vizinhas. Ou seja, a localização da variável endógena (IDR) é comparada com cada variável exógena do modelo.

Como pode ser verificado na Tabela 6, existe autocorrelação espacial global positiva entre o IDR e todas as variáveis explicativas, com exceção, da variável temperatura. Isto significa, numa análise global, que municípios com altos (baixos) valores do IDR estão associados a municípios com altos (baixos) índices da variável considerada (área, rodovias pavimentadas, preço da terra, chuvas e tipos de solos). O nível de pseudo-significância para todos os casos é de 1%, o que indica uma significativa relação espacial entre as variáveis do modelo.

Tabela 6: Coeficiente de I de Moran Bivariado do IDR do Paraná e as variáveis espaciais.

	I de Moran	Probabilidade
Área plantada (<i>area</i>)	0,2585	0,001
Rodovias pavimentadas (<i>rodpr</i>)	0,0870	0,001
Preço da terra (<i>preço</i>)	0,1243	0,001
Chuvas (<i>chu</i>)	0,3293	0,001
Temperatura (<i>temp</i>)	-0,2656	0,001
Solos (<i>solo</i>)	0,0528	0,001

Fonte: Resultados da pesquisa, utilizando o OpenGeoda.

4.4 Estimação e análise do modelo econométrico espacial

Inicialmente, estimou-se um modelo clássico de regressão linear, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), sem correção para dependência espacial, porém com a utilização da matriz de pesos espaciais de modo a permitir a identificação da ocorrência de efeitos espaciais sobre os dados. A especificação do modelo é aquela apresentada na equação (7) com as variáveis explicativas, *area*, *rodp*, *preço*, *chu*, *temp* e *solo*. Foram realizados alguns testes para verificar efeitos espaciais e eventuais problemas de estimação.

O teste *Condition Number* apresentou valor 14,0; esse teste é utilizado na verificação da existência de multicolinearidade e valores abaixo de 30 indicam ausência de multicolinearidade. A seguir, testou-se a hipótese de ausência de autocorrelação ou dependência espacial que ocorre quando a variável dependente ou o termo do erro em cada posição se correlaciona com a variável dependente ou o termo de erro de outras posições. De acordo com Anselin (1992), existem duas importantes alternativas para o modelo espacial, sendo a primeira quando a autocorrelação pertence à variável dependente (modelo de defasagem espacial – lag) e a segunda especificação do modelo espacial é definida quando a autocorrelação pertence ao termo de erro (modelo de erro espacial – error).

A decisão de escolha entre os modelos pode ser realizada analisando-se a saída obtida no software OpenGeoda (Tabela 7), onde são apresentados os testes do Multiplicador de Lagrange (*Lagrange Multiplier*) e do Multiplicador de Lagrange Robusto (*Robust LM*). A análise da Tabela 7 indica que os testes Multiplicador de Lagrange para defasagem (*Lag*) e Multiplicador de Lagrange para o erro (*Error*) foram significativos. Sendo assim, há a indicação de presença de autocorrelação espacial, evidenciando a necessidade de se optar por modelos econométricos que considerem os efeitos espaciais. A versão robusta dos testes de Multiplicador de Lagrange para defasagem (valor de 20,38) e do Multiplicador de Lagrange para o erro (3,34) apontam que o modelo mais indicado seria o de defasagem espacial, pois o valor desse teste foi superior, além do ML erro não ser significativo a 5%.

Tabela 7: Diagnóstico para autocorrelação espacial do modelo de regressão.

TESTE	VALOR	PROBABILIDADE
<i>Lagrange Multiplier (lag)</i>	87,6605966	0,00000
<i>Robust LM (lag)</i>	20,3834206	0,00000
<i>Lagrange Multiplier (error)</i>	70,6179092	0,00000
<i>Robust LM (error)</i>	3,3407333	0,06758

Fonte: Resultados da pesquisa, utilizando o OpenGeoda.

O modelo definido na equação (7) foi estimado por MQO e também pelo método da máxima verossimilhança, considerando o termo de defasagem espacial (*SAR*). A Tabela 8 apresenta os valores dos coeficientes estimados de cada uma dessas regressões, e fazendo uma análise geral, pode-se ver que o coeficiente de determinação (R^2) apresentou valor 0,41 no modelo estimado por MQO e 0,53 no modelo SAR, indicando uma melhoria no ajuste do modelo. O valor relativamente baixo do R^2 expressa a necessidade de ampliar as variáveis explicativas para aumentar o poder preditivo do modelo. Entretanto, como já foi justificado, a escolha de variáveis para esse modelo enfrenta um problema de endogeneidade visto que o IDR é um índice constituído por 11 variáveis.

O parâmetro ρ é o coeficiente de defasagem espacial, que capta os efeitos de transbordamento do IDR sobre os municípios vizinhos. O parâmetro da defasagem apresentou valor positivo e significativo a 1%, confirmando o efeito espacial em relação ao

desenvolvimento rural dos municípios do Paraná. Essa é uma conclusão importante do estudo.

As variáveis que representam a influência da infra-estrutura como a área e o preço da terra foram significativas a 1% nos dois modelos; além da variável climática precipitação (*chu*). A única variável não significativa em ambos os modelos foi a variável de infra-estrutura rodovias pavimentadas (*rodp*).

Como o modelo *SAR* apresentou melhor ajuste, apenas seus resultados serão interpretados com mais propriedade. Portanto, a segunda conclusão que se obtém do estudo é que a infra-estrutura é mais influente do que os recursos naturais (aqui representados pelo clima e o tipo de solo) para explicar o desenvolvimento rural dos municípios do Paraná.

Tabela 8: Resultados dos modelos econométricos MQO e SAR.

Variable	Variável dependente: IDR	
	MQO	SAR
Intercepto	33,6679 ^A (2,6577)	16,5951 ^A (2,9924)
AREA	0,3176 ^A (0,0259)	0,2707 ^A (0,0236)
RODP	7,8509 (9,2497)	8,1932 (8,1617)
PREÇO	-0,4207 ^A (0,1353)	-0,4027 ^A (0,1193)
CHU	3,1114 ^A (0,4486)	1,8279 ^A (0,4074)
TEMP	-1,3856 ^A (0,3307)	-0,4841 (0,3041)
SOLO	-0,6366 (0,3399)	-0,6058 ^B (0,3000)
ρ		0,4542 ^A (0,0495)
N	399	399
R²	0,41	0,53

Fonte: Resultados da pesquisa. Regressões realizadas no Software SpaceStat.

A - significativo a 1%; B - significativo a 5%. O valor entre parênteses refere-se ao desvio-padrão.

Ainda de acordo com a Tabela 8, a variável área apresentou valor 0,27 e o seu sinal deve ser considerado positivo. É necessário cuidado ao interpretar o efeito dessa variável, para não confundir com o tamanho das propriedades, o que resultaria em grande polêmica. Da forma como foi construída a variável representa apenas os efeitos positivos da infra-estrutura sobre o desenvolvimento rural (IDR).

A variável rodovia (*rodp*) assumiu sinal positivo de acordo com o esperado, pois servem para escoar a produção e apresentam importante papel para diminuir o isolamento e com isso ter um efeito positivo no desenvolvimento rural dos municípios do Paraná, porém essa variável não apresentou significância estatística.

A variável preço da terra (*preço*) apresentou sinal negativo (-0,40) e significativo a 1%. Essa variável é interessante, pois sua formação é bastante discutida na literatura e reflete efeitos variados que vão desde políticas econômicas até variação de preço de produtos agrícola. Aqui foi usada para captar efeitos de infra-estrutura, mas não se mostrou adequada, talvez por uma questão de endogeneidade.

A única variável de recursos naturais que se mostrou significativa a 1% e com sinal positivo foi a precipitação ou regime de chuvas (*chu*). A produção agrícola é muito dependente do regime de chuvas, com as quantidades bem distribuídas ao longo do ano. Foi utilizado um valor médio, o que indica que em locais com pouca chuva, pode ocorrer um efeito sobre o IDR, provavelmente esse efeito será indireto através de uma baixa produção e consequentemente, tendo efeitos sobre os indicadores econômicos que constituem o IDR.

As variáveis temperatura (*temp*) e tipos de solos (*solo*) apresentaram sinais negativos, sendo que a variável temperatura não apresentou significância estatística. Temperaturas muito baixas podem levar a ocorrência de geadas, fenômeno comum no estado do Paraná, que prejudicam a produção agropecuária e consequentemente afeta determinados aspectos captados pelo índice de desenvolvimento rural (IDR) elaborado para esse estudo; portanto, se justifica o sinal negativo obtido para essa variável. Em relação à variável tipo de solos (*solo*) o sinal negativo reflete o que foi verificado na classificação dos municípios em relação ao IDR, pois as regiões que apresentaram bons níveis de IDR não apresentam boas condições de solo, principalmente o Centro-Oriental do Estado. Além disso, é necessária atenção para o método de construção da variável, pois foi considerado apenas o tipo de solo predominante nos municípios.

5. Considerações finais

Utilizando como base teórica idéias da Nova Geografia Econômica e do conceito de um indicador de desenvolvimento rural multidimensional, o artigo desenvolveu uma análise econométrica espacial do desenvolvimento rural dos municípios do estado do Paraná. Foram utilizadas variáveis explicativas que representassem os efeitos da infra-estrutura e dos recursos naturais do estado.

Foi detectada a presença de acentuada dependência global e local do desenvolvimento rural no território paranaense, além da identificação de clusters espaciais do tipo alto-alto (AA) e baixo-baixo (BB). Também foi demonstrada a importância de se incorporar os chamados efeitos espaciais no modelo econométrico do tipo SAR que foi utilizado para analisar o desenvolvimento.

De modo geral as variáveis apresentaram sinais de acordo com o esperado e, além disso, as variáveis relativas à infra-estrutura mostraram maior capacidade preditiva do que as variáveis de recursos naturais, para inferir o desenvolvimento rural dos municípios do Paraná.

Esses resultados indicam a importância em dar continuidade ao estudo sobre o desenvolvimento rural no Estado, verificando a importância das políticas públicas como condicionantes do processo de desenvolvimento rural e delineando perspectivas para a trajetória do desenvolvimento rural no Estado do Paraná. Para consolidar os resultados obtidos nesse estudo é necessário, em estudos futuros, ampliar as observações, partindo para um modelo de painel de dados espacial e testar novas variáveis explicativas, como por exemplo, a infra-estrutura de armazenagem.

Referências bibliográficas

- ABRAMOVAY, R. O futuro das regiões rurais. Porto Alegre: Editora UFRGS, 149 p. 2003.
- ALMEIDA, E. S. . Econometria Espacial Aplicada. 1ª ed. Campinas: Alínea Editora, 2012.
- ALMEIDA, E.S.; PEROBELLI, F.S.; FERREIRA, P.G.C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? Revista de Economia e Sociologia Rural. Rio de Janeiro, v. 46, n.01, p. 031-052, jan./mar. 2008.
- ANA – AGÊNCIA NACIONAL DAS ÁGUAS. Dados hidrográficos – Disponível em: <<http://www.ana.com.br>>.
- ANSELIN, L. Spatial Econometrics: methods and models. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. Geographical Analysis. v.27, n.2, p.93-115, 1995.
- ANSELIN, L. . The Future of Spatial Analysis in the Social Sciences. Geographic Information Sciences 5 (2), 1999, 67-76.
- BARRIOS, E.B. Infrastructure and rural development: Household perceptions on rural development. Progress in Planning, n.70, pg. 1–44, 2008.
- CAPUCHO, T. O., PARRÉ, J. L. Produção leiteira no Paraná: um estudo considerando os efeitos espaciais. In: anais VIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2010, Juiz de Fora.
- CONAB- Companhia Nacional de Abastecimento. Acompanhamento de safra brasileira: grãos, décimo segundo levantamento, setembro/2010. Brasília: Conab, 44 p. 2010.
- CONTERATO, M.A.; SCHNEIDER, S.; E WAQUIL, P.D. Desenvolvimento rural no Estado do Rio Grande do Sul: uma análise multidimensional de suas desigualdades regionais. REDES, Santa Cruz do Sul, v.12, n.2, p. 163-195 mai./ago. 2007.
- EMBRAPA- Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Embrapa. Rio de Janeiro, 1999.
- DERAL/SEAB - Departamento de Economia Rural/ Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento. Preço terra agrícolas. 2012
- FERREIRA JÚNIOR, S.; BAPTISTA, A J.M.S. e LIMA, J.E. A modernização agropecuária nas microrregiões do estado de Minas Gerais. Congresso da SOBER. SOBER. Juiz de Fora, 2003.
- FIGUEIREDO, A. M. R. Resposta da produção agrícola aos preços na região Centro-Oeste: uma análise de econometria espacial para o período 1975/1995-1996. Viçosa, 184p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa. 2002.
- FLORAX, R. J. G. M., FOLMER, H., REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. Regional Science and Urban Economics. 2003, v. 33, n. 5, p. 557-579.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade. MIT Press, 1999.
- HARMAN, H. H. Modern factor analysis. Chicago: University of Chicago Press, 1968.
- IBGE. Produção Agrícola Municipal. Culturas temporárias e permanentes. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.
- IPARDES - Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social. Diagnóstico socioeconômico do Território Centro-Sul: 1.a fase: caracterização global. Curitiba : IPARDES, 2007. 142p
- ITCG – Instituto Paranaense de Terras Cartografia e Geociências. Mapa de Solo do Estado do Paraná. Disponível em: <<http://webgeo.pr.gov.br/mapserver/itcg/geo.html>> Acesso em: 31/05/2012.

- KAGEYAMA, A. Desenvolvimento rural: conceito e aplicações ao caso brasileiro. Porto Alegre: Editora da UFRGS: Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Rural, 2008, 229p.
- MANLY, B. F.J. Multivariate Statistical Methods - A Primer. Chapman & Hall. Second edition. 1994.
- MARQUES, L.M.; PEREIRA, V.V.V. Territórios rurais e políticas públicas no estado do Paraná. In: XLVI Congresso da SOBER. Anais... Brasília: SOBER, CD-Rom, 2008.
- MELO, C.O.; PARRÉ, J.L. Índice de desenvolvimento rural dos municípios paranaenses: determinantes e hierarquização. Revista de Economia e Sociologia Rural. Rio de Janeiro, v.45, n.02, p. 329-365, abr./jun. 2007.
- MONTEIRO, V.P.; PINHEIRO, J.C. Critério para implantação de tecnologias de suprimentos de água potável em municípios cearenses afetados pelo alto teor de sal. Revista de Economia e Sociologia Rural. Rio de Janeiro, vol. 42, n. 02, p. 365-387, abr/jun 2004
- PARRÉ, J. L. et al. Análise espacial da produção e produtividade pecuária leiteira paranaense In: Santos, G .T. et al. Bovinocultura leiteira: bases zootécnicas, fisiológicas e de produção.1 ed. Maringá: EDUEM, 2010, p. 29-46.
- RIZOV, M. Rural development under the European CAP: The role of diversity. The Social Science Journal. n.42, pg. 621–628, 2005.
- ROCHA, C. B.; PARRÉ, J. L. Estudo da distribuição espacial do setor agropecuário do Rio Grande do Sul. Análise Econômica (UFRGS), Porto Alegre, v. 27, p. 139-160, set. 2009.
- SCHNEIDER, S. A economia política dos estudos sobre desenvolvimento rural no Brasil. In: XLVI Congresso da SOBER. Anais... Brasília: SOBER, CD-Rom, 2008.
- SIMEPAR - SISTEMA METEOROLÓGICO DO PARANÁ. Disponível em: <<http://www.simepar.gov.br>>.
- STEGE, A. L., PARRÉ, J. L. Desenvolvimento rural nas microrregiões do Brasil: um estudo multidimensional In: 39 Encontro Nacional de Economia da ANPEC, 2011, Foz do Iguaçu. 39 ANPEC. , 2011.