



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



UM ESTUDO EXPLORATÓRIO SOBRE OS EFEITOS ESPACIAIS NA AGROPECUÁRIA PARANAENSE

**MARIA ANDRADE PINHEIRO; JOSÉ LUIZ PARRÉ; RICARDO
LUIS LOPES;**

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ

MARINGÁ - PR - BRASIL

mazinhaap@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

UM ESTUDO EXPLORATÓRIO SOBRE OS EFEITOS ESPACIAIS NA AGROPECUÁRIA PARANAENSE

Grupo de Pesquisa: COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

1. INTRODUÇÃO

O estado do Paraná vem sofrendo intensa transformação na sua estrutura agropecuária desde a década de 1990. Segundo Rezende e Parré (2004), estas mudanças aconteceram por causa da abertura comercial e da valorização do câmbio, implicando na modificação e diversificação da pauta de produção e a incorporação de novas tecnologias, com o propósito de aumentar a competitividade da agropecuária do estado.

Essas mudanças na década de 90 trouxeram alterações na estrutura produtiva e na pauta de produção do estado. A cultura do milho e da soja ganhou espaço nas lavouras, no ano 2000, de acordo com Rezende e Parré (2003), 70% da área plantada das lavouras temporárias eram compostas por estas duas culturas.

Este processo de diferenciação e modernização trouxe ao estado, conforme Protil, Barreiro e Moreira (2003), a posição de maior produtor de produtos agropecuários do Brasil, respondendo por 20% de toda a produção nacional de alimentos de origem animal e vegetal.

Considerando a importância da agropecuária para o estado, o estudo da função de produção agropecuária faz-se necessário, pois segundo Gomes e Baptista (2004), o estudo da função de produção é um importante instrumental para análise deste setor. A estimação

e interpretação da função auxiliam a tomada de decisão e a alocação dos recursos escassos, melhorando assim a produção agropecuária do estado.

A função agropecuária, segundo Simm e Alves (2005), por sua própria característica encontra-se distribuída ao longo de todo território, sendo associada a fatores edafoclimáticos, culturais e ambientais. Além disso, a produção de insumos e os processamentos dos produtos de origem agropecuária podem apresentar características bem definidas em termos de localização, e em muitos casos influenciados fortemente pela localização da fonte de matéria prima.

O fenômeno espacial é muito presente na agropecuária, pois de acordo com Almeida (2005), a dependência espacial é facilmente verificável neste setor, uma vez que os produtores rurais têm facilidade para observar o que os vizinhos estão produzindo. Além disso, essas culturas dependem de recursos naturais que são concentrados no espaço geográfico, reforçando o efeito de que a produção ocorre na forma de agrupamentos (*cluster*), espalhados pelo espaço econômico.

Ademais as funções de produção clássica não levam em conta a dimensão espacial presente no processo produtivo, ou, quando levam, a análise é limitada e o fenômeno estudado, segundo Almeida (2004), poderá não ser muito comportado e não obedecer aos pressupostos do modelo clássico de regressão linear.

A econometria espacial vem para tentar resolver este tipo de problema, pois segundo Anselin (2001) citado em Almeida (2004), a econometria espacial é um subcampo da econometria, pois lida com as complicações causadas pela interação espacial (autocorrelação espacial) e pela estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão para dados na forma de *cross-section*.

Este trabalho tem por objetivo estimar a função de produção agropecuária espacial do estado do Paraná para o ano 2002, contemplando as suas microrregiões. Especificamente, pretende-se verificar uma série de elementos espaciais que compõe a função de produção e promover uma desagregação regional, analisar a importância ou participação de cada variável na função de produção e comprovar a existência de uma autocorrelação espacial, refletindo o efeito não-modelado na função de produção.

Além desta seção introdutória, o trabalho conta com mais três seções. A próxima apresenta a metodologia utilizada. Na terceira seção apresenta-se os principais resultados encontrados e na última faz-se as considerações finais de relevo obtidas ao longo do estudo.

2. METODOLOGIA

A econometria espacial considera dois efeitos espaciais na sua estimação, o primeiro é a dependência espacial ou autocorrelação espacial e o segundo a heterogeneidade espacial.

A dependência espacial, segundo Almeida (2004), 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 .

Quatro processos espaciais que são relacionados a uma variedade de processos de interação social podem ser destacados, conforme Haining (1990) citado em Almeida (2004). O primeiro é o processo de difusão que consiste na implementação de um fator de interesse por parte dos elementos de uma determinada população fixa.

O segundo processo espacial envolve a troca de mercadorias e a transferência de renda entre as unidades espaciais. A renda adquirida em uma região pode ser utilizada em outra. O efeito multiplicador regional da renda apresenta grande importância. O terceiro

destaca o comportamento estratégico como uma característica que envolve a interação, ou seja, como um evento que ocorre numa região influencia e é influenciado por eventos que ocorrem em outras regiões, envolvendo competição e/ou cooperação. O último processo trata da dispersão ou do espalhamento de um atributo. Neste caso é a própria população considera que dispersa.

A heterogeneidade espacial, que é o segundo atributo considerado, manifesta-se quando ocorre a instabilidade estrutural no espaço, desta forma, há diferentes respostas dependendo da localidade ou da escala espacial. A heterogeneidade espacial, segundo Boller et al. (2001), citado em Almeida (2004), ocorre na situação em que os coeficientes ou os padrões do erro variam sistematicamente através das áreas geográficas.

Conforme destacado por Anselin e Bera (1998) citado em Almeida (2004), nos processos espaciais existe um imbricamento entre os dois efeitos, pois a heterogeneidade espacial gera dependência espacial e, por sua vez, a dependência espacial pode levar a heterogeneidade.

Desta forma, para a identificação do modelo econométrico espacial mais apropriado, utiliza-se a análise explanatória dos dados espaciais (AEDE), pois esta auxilia na superação do problema de identificação.

2.1 Análise Explanatória dos Dados Espaciais

A análise explanatória de dados espaciais (AEDE), segundo Propele ECT. Al (2005) está baseada nos aspectos espaciais contidos na base dos dados, assim, considera a dependência espacial e a heterogeneidade espacial. O objetivo deste método é descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*cluster* espaciais), verificar a presença de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não estacionariedade) e identificar *outliers*.

É importante ressaltar, segundo Almeida (2004), é que essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, variáveis que são divididas por algum indicador de intensidade (variáveis per capita, ou por área, ou ainda, as divididas pela quantidade de capital ou trabalho).

Desta forma, segundo Anselin (1998), citado em Perobelli et. al (2005), a partir da AEDE é possível extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, investigando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de métodos quantitativos.

2.1.1 Autocorrelação espacial global

O estudo da AEDE tem como primeiro passo verificar a aleatoriedade dos dados espaciais, significando que os valores do atributo numa região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas.

Segundo Perobelli et. al (2005), a autocorrelação espacial pode ser calculada pela estatística I de Moran. Através dela obtém-se a indicação formal do grau de associação linear entre os vetores de valores observados no tempo t (z_t) e a média ponderada dos valores da vizinhança, ou os *lags* espaciais (Wzt). Os valores de I maiores (ou menores) do que o valor esperado $E(I) = -1/(n-1)$ significa que há autocorrelação positiva (ou negativa).

De acordo com Almeida (2004), a autocorrelação espacial positiva revela que existe uma similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. A autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo considerado e a localização espacial.

A estatística I de Moran pode ser expressa como:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_o} \right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (1)$$

A normalização das linhas da matriz de pesos espaciais, ou seja, quando os elementos de cada linha somam 1, altera a expressão (1) para a seguinte forma:

$$I_t = \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (2)$$

É de grande relevância destacar que a estatística I de Moran é uma medida global, portanto não é possível observar a estrutura de correlação espacial em nível de regional.

2.1.2 Autocorrelação espacial local

A estatística global do I de Moran, segundo Perobelli et. al (2005, p.5) pode esconder padrões locais de autocorrelação espacial, sendo possível ocorrer três situações distintas. A primeira envolve a indicação de um I de Moran global insignificante, podendo ocorrer indicações de autocorrelação espacial insignificante. A segunda implica um I de Moran global, que oculta autocorrelação espacial local negativa e insignificante. A terceira indica que a evidência de uma autocorrelação espacial global negativa pode acomodar indícios de autocorrelação espacial local positiva para certos grupos de dados. Por isso é importante avaliar o padrão local de autocorrelação espacial a fim de obter um maior detalhamento.

Em 1995 Anselin sugere um novo indicador que tem a capacidade de observar os padrões locais de associação linear que é estatisticamente significativa. De acordo com Anselin (1995), citado por Almeida (2005), o indicador de I de Moran local faz a decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

A estatística I de Moran local pode ser obtida pela seguinte fórmula:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (3)$$

Sob o pressuposto da aleatorização, o valor esperado da estatística I de Moran local é dado por: $E(I_i) = -w_i / (n-1)$, em que w_i é a soma dos elementos da linha.

2.1.2.1 Digramas de dispersão de Moran

O diagrama de dispersão de Moran, segundo Perobelli et. al (2005), é uma das formas de interpretar a estatística I de Moran. Através da representação do coeficiente de regressão é possível visualizar a correlação linear entre z e Wz no gráfico que considera

duas variáveis. No caso específico da estatística I de Moran tem-se o gráfico de Wz e z . Portanto, o coeficiente I de Moran é dado pela inclinação da curva de regressão de Wz contra z e esta apresentará o grau de ajustamento.

O digrama de dispersão de Moran, de acordo com Almeida (2004), é dividido em quatro quadrantes. Estes quadrantes correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as regiões e seus vizinhos.

O primeiro quadrante (localizado na parte superior direita) mostra as regiões que apresentam altos valores para a variável em análise cercada por regiões que também apresentam valores acima da média para a variável em análise. Este quadrante é classificado como alto-alto (AA).

O segundo quadrante (localizado na parte superior esquerda) mostra as regiões com valores cercados por vizinhos que apresentam valores altos. Este quadrante é geralmente classificado como baixo-alto (BA).

O terceiro quadrante (localizado no canto inferior esquerdo) é constituído pelas regiões com valores baixos para as variáveis em análise cercados por regiões com baixos valores. Este quadrante é classificado como baixo-baixo (BB).

O quarto quadrante (localizado no canto inferior direito) é formado pelas regiões com altos valores para as variáveis em análise cercados por regiões de baixos valores. Este quadrante é classificado como alto-baixo (AB).

As regiões que estão localizadas nos quadrantes AA e BB apresentam autocorrelação espacial positiva, ou seja, estas regiões formam clusters de valores similares. Por outro lado, os quadrantes BA e AB apresentam autocorrelação espacial negativa, ou seja, estas regiões formam clusters com valores diferentes.

2.2 Descrição das Variáveis e Fontes de Dados

A variável dependente (y) é o valor bruto da produção agropecuária das microrregiões paranaenses, medido em reais, para 2002. A variável trabalho (l) é representada pelo número de pessoas ocupadas nos estabelecimentos agropecuários em 2002. A variável capital (k) é representada pelo valor total dos financiamentos de custeio, investimento e comercialização a produtores e cooperativas agropecuárias em 2002. A variável área é representada pela área colhida em 2002. O insumo energia elétrica (e) é a média do consumo de energia elétrica rural por microrregião em 2002. A variável climática precipitação total anual (p), em mm, foi classificada em seis categorias, a saber, o valor 1 informa uma precipitação anual entre 1200 e 1400 mm, o valor 2 indica um intervalo entre 1400 e 1600 mm por ano, o valor 3 representa uma faixa entre 1600 e 1800 mm, ao passo que o valor 4 denota precipitação entre 1800 e 2000 mm anuais, o valor 5 denota a precipitação entre 2000 e 2500 mm e o valor 6 denota a precipitação entre 2500 e 3500 mm. A variável categórica temperatura média anual (t), em graus centígrados, assume nove valores, conforme faixa de temperatura. O valor 1 é para a faixa de temperatura entre 15 e 16 graus centígrados, o valor 2 denota o intervalo entre 16 e 17 graus centígrados, o valor 3 corresponde a faixa 17 a 18 graus centígrados, o valor 4 responde o intervalo de 18 a 19 graus, o valor 5 denota a faixa 19 a 20 graus centígrados, o valor 6 entre a faixa 20 e 21 graus, o valor 7 denota a faixa entre 21 e 22 graus, o valor 8 a faixa 22 e 23 graus e finalmente o valor 9 indica temperaturas médias anuais entre 23 e 24 graus centígrados.

Os conjuntos dos dados são do tipo seção cruzada (*cross-section*) para as microrregiões do Paraná, assim, o tamanho da amostra é composto por 39 observações. As variáveis y , l , k e e , e a são definidas em termos per capita, ao passo que as variáveis p e t são categóricas. Uma observação relevante é que a população rural utilizada para o cálculo

per capita foi a de 2000 e não a de 2002, em decorrência do último censo ter sido em 2000 e o IBGE não estimar a população rural para o ano 2002.

Os dados utilizados são do ano de 2002 e foram obtidos junto ao Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES), na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), na Agência Nacional das Águas (ANA), Secretária de Abastecimento do Estado do Paraná (SEAB), na Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) do IBGE, na Companhia Paranaense de Energia Elétrica (Copel) e no Sistema Meteorológico do Paraná (Simepar).

2.3 Função de Produção

A função de produção utilizada neste trabalho é do tipo Cobb-Douglas, pois segundo Castro (2002), citado em Almeida (2005), este tipo de função de produção é a mais utilizada nos estudos de função de produção, pois a sua interpretação facilmente realizada e apresenta uma boa qualidade estatística.

Desta forma, este modelo foi estimado para as microrregiões paranaenses no ano 2002.

$$y_t = f(l_t, k_t, a_t, e_t, p_t, t_t) \quad (4)$$

em que $t = 1, 2, 3, \dots, 39$, são as microrregiões paranaenses.

A forma logaritimizada desta função Cobb-Douglas é expressa pela seguinte fórmula:

$$\text{Log} y_t = \beta_0 + \beta_1 \log l_t + \beta_2 \log k_t + \beta_3 \log a_t + \beta_4 \log e_t + \beta_5 p_t + \beta_6 t_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que $t = 1, 2, 3, \dots, 39$;

2.4 Econometria Espacial

O estudo da função de produção do estado do Paraná no ano 2002 será realizado com base no modelo utilizado por Almeida (2005). O primeiro modelo a ser estimado é o de regressão linear clássico a-espacial, assim representado:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (6)$$

em que y um vetor N por 1 observações sobre a variável dependente que neste caso é o valor bruto da produção agropecuária e X é uma matriz N observações por K variáveis contendo, potencialmente, as variáveis independentes l , k , e , p e t . O termo de erro é bem comportado, seguindo uma distribuição normal, com média e variância constante. Esse modelo de regressão clássico será estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O próximo passo é estimar o primeiro modelo econométrico espacial

$$y = X\beta + WX\tau + \varepsilon \quad (7)$$

em que X é a matriz N por K contendo, potencialmente, as variáveis independentes l , k , a , e , p , t . W é a matriz binária de pesos espaciais baseados no conceito de contigüidade entre duas microrregiões (assume valor unitário se são vizinhas; atribue-se o valor nulo caso

contrário). O termo WX são as defasagens espaciais dessas variáveis independentes, isto é, a média dos valores dessas variáveis nos vizinhos.

Note que o termo de erro ε é bem comportado, como antes e observar que τ é um vetor de coeficientes e não um escalar. Alguns elementos de τ podem ser nulos de tal sorte que algumas variáveis X defasadas espacialmente não precisam ser incluídas no modelo.

Os critérios de informação Akaike (AIC) e Schwartz (SC) são utilizados para verificar qual dos termos tem melhor qualidade de ajuste. O diagnóstico da autocorrelação espacial das regressões é realizado mediante o teste global de autocorrelação espacial I de Moran. Este teste apresenta as evidências dos erros serem autocorrelacionados espacialmente, mas é incapaz de ir, além disso, isto é, não fornece subsídios para verificar qual modelo econométrico espacial seria mais apropriado para modelar tal latente autocorrelação.

Para tanto, testes mais específicos do tipo multiplicador de Lagrange (ML) serão realizados, tanto para defasagens como para o erro espacial, além das suas versões robustas.

2.4.1 O modelo econométrico com erro espacial

O modelo com erro espacial é expresso como:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

em que o coeficiente λ é o parâmetro de erro espacial.

Algumas propriedades desse modelo econométrico espacial tem grande relevância. Após algumas manipulações algébricas, a forma reduzida do modelo pode ser expressa por:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (9)$$

Desde que $1 < \lambda$, e assumindo matrizes de pesos espaciais normalizados na linha, uma expansão de Leontief aparece na expressão da seguinte forma:

$$[I - \lambda W]^{-1} = I + \lambda W + \lambda^2 W^2 + \dots \quad (10)$$

Como a expansão de Leontief denota uma espécie de multiplicador espacial, o alcance de um choque inovacional é global, fazendo com que haja uma propagação do efeito ao longo do sistema, atingindo todas as microrregiões, no entanto, com uma intensidade decrescente à medida que se afasta do epicentro da ocorrência da inovação.

O significado intuitivo desse modelo é que o padrão espacial manifestado no termo de erro é dado por efeitos não-modelados por conta da falta de adequada medida, que, por sua vez, não são distribuídos aleatoriamente no espaço, mas, ao contrário, estão espacialmente autocorrelacionadas. As conseqüências desse modelo repousam no fato de que, apesar das estimativas serem consistentes, deixam de ser eficientes.

O impacto espacial do modelo será manifestado somente no termo de erro da regressão. As implicações para os coeficientes estimados são claras. Embora as estimativas

sejam não-viesadas e consistentes, os erros não são mais esféricos e, conseqüentemente, as estimativas não são eficientes.

2.4.2 O modelo econométrico com defasagem espacial

O modelo econométrico de defasagem espacial é representado na seguinte forma:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (11)$$

Em que Wy é um vetor N por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é o coeficiente auto-regressivo espacial (um escalar) e o restante permanece como antes.

Semelhantemente ao realizado no modelo anterior, é interessante explorar algumas características do modelo de defasagem. Após algumas manipulações algébricas simples, é possível representar a expressão anterior na chamada forma reduzida:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (12)$$

Note que $(I - \rho W)$ precisa ser não-singular para ser invertível. No espaço, Wy é sempre correlacionada com todos os ε_i em todas as regiões. Na expressão, $(I - \rho W)^{-1}$ representa uma série infinita que envolve os erros em todas as regiões:

$$(I - \rho W)^{-1} = (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots) \varepsilon \quad (13)$$

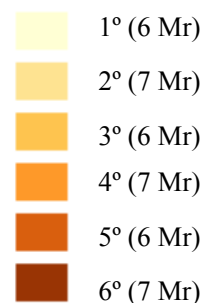
Essa série infinita pode ser considerada uma expansão de Leontief, que desempenha o papel de um multiplicador espacial. Portanto, o alcance de um choque inovacional é global no sentido de que ele propaga-se por todo o espaço. No epicentro de ocorrência do choque, a sua intensidade é maior e, à medida que se distancia, tal intensidade perde força.

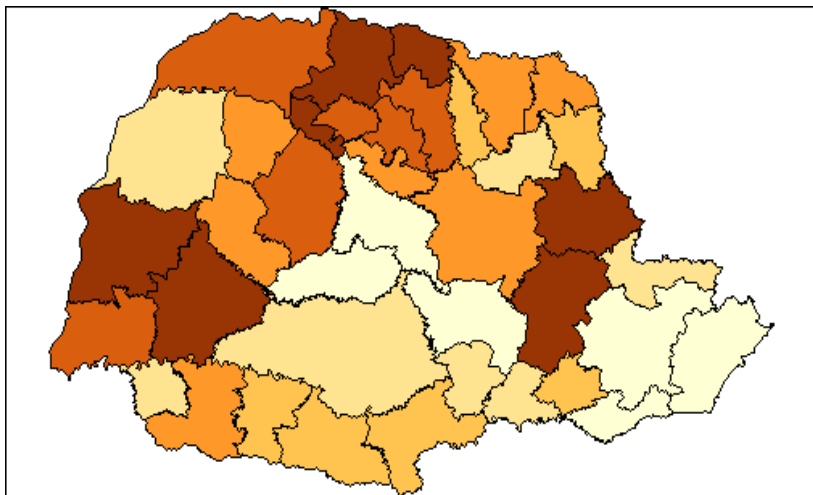
Segundo Anselin (1988), citado em Almeida (2005), a implicação direta quando não se insere Wy no modelo de defasagem espacial é a mesma que ocorre numa falha de especificação da mesma natureza (omissão de variável relevante), sendo que as estimativas dos coeficientes serão viesadas e inconsistentes.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A distribuição do valor bruto da produção agropecuária do estado do Paraná não é realizada de forma homogênea entre as suas microrregiões. Ao observar o Mapa 1 é possível verificar que essa distribuição concentra-se em algumas regiões, em que as cores mais claras representam as microrregiões (Mr) com valor bruto da produção agropecuária per capita abaixo da média e as cores mais escuras representam as microrregiões com valor bruto da produção per capita acima da média.

Mapa 1 – Distribuição do valor bruto da produção agropecuária per capita no estado do Paraná no ano 2002





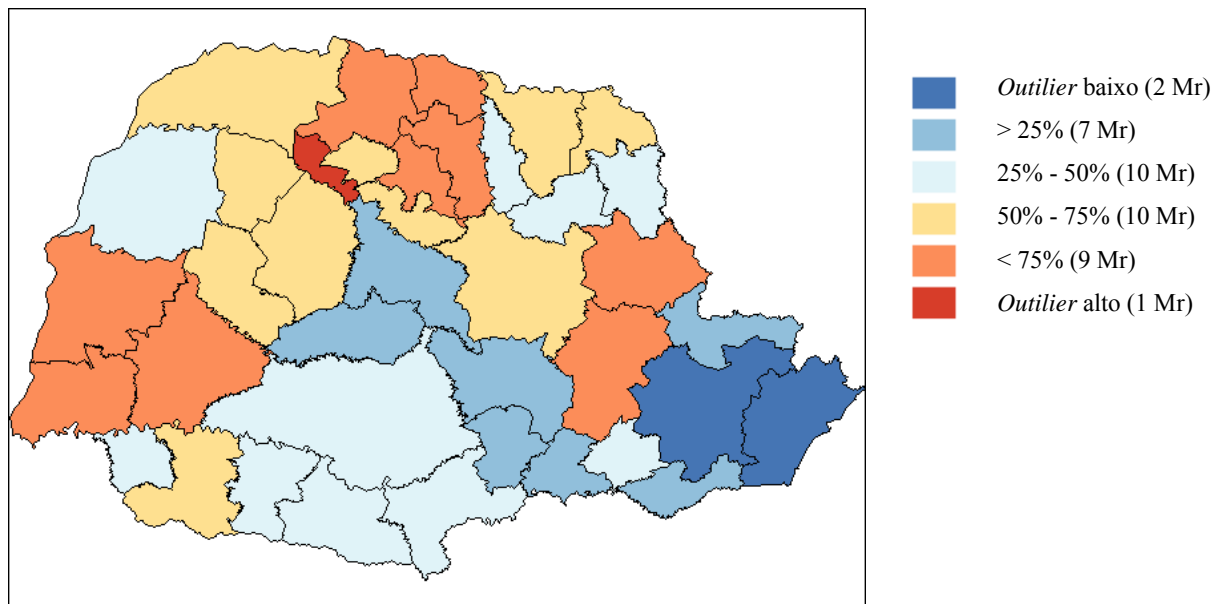
Fonte: elaboração dos autores.

Das regiões que apresentam os menores valores encontram as microrregiões de Curitiba, Paranaguá, Rio Negro, Ivaiporã, Pitanga e Prudentópolis. Em geral esses municípios tem a característica de possuir alta concentração populacional urbana, baixa produção agropecuária.

As microrregiões que apresentaram os maiores valores encontram-se Porecatu, Astorga, Florai, Jaguariaíva, Ponta Grossa, Cascavel e Toledo, na média as microrregiões apresentam elevada produção agropecuária.

O mapa 2 apresenta o valor bruto da produção agropecuária, considerando a presença de regiões consideradas *outliers*. As regiões azuis escuras representam as regiões *outliers* abaixo da média e as regiões vermelhas representam *outliers* acima da média. Verifica-se assim, que Curitiba e Paranaguá são *outliers* baixos e Florai *outlier* alto.

Mapa 2: Valor bruto da produção agropecuária per capita no Paraná (2002), considerando as microrregiões *outliers*.



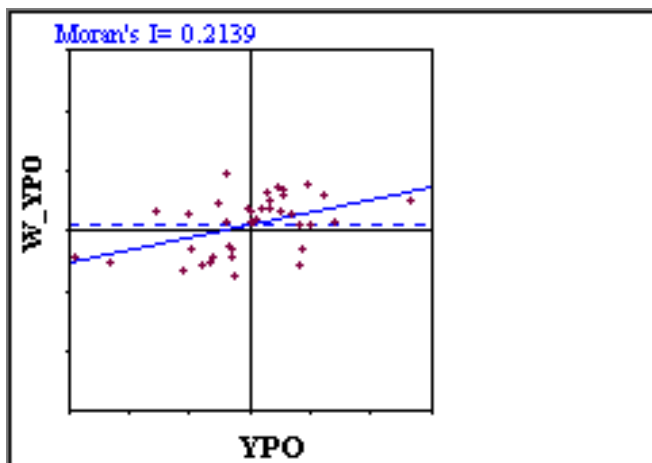
Fonte: elaboração dos autores.

A microrregião de Curitiba é um *outlier* baixo, pois possui um baixo valor bruto da produção agropecuária em relação ao tamanho da população rural, deixando, desta forma, a microrregião com um baixo valor per capita. No caso, da microrregião de Paranaguá a justificativa é apresentar o menor valor bruto da produção agropecuária do estado.

A microrregião de Floraí apresenta um valor bruto per capita na casa de R\$ 41 mil, isto porque apesar de ter um valor bruto de produção agropecuária baixa (R\$236 milhões), esta microrregião é a que possui a menor população rural do estado.

Para a confirmação dos dados é necessário junto com a visualização do mapa um acompanhamento com testes sobre a hipótese de aleatoriedade espacial. O diagrama de dispersão de Moran fornece várias informações sobre o grau de dependência espacial do fenômeno estudado. Na figura 1, o indicador I de Moran sinaliza que há autocorrelação espacial global, pois o seu coeficiente é 0,2139 para o valor bruto da produção agropecuária. Considerando que $E(I)$ é $-0,0263$ existe autocorrelação positiva entre as regiões. Este coeficiente é significativo, pois o seu P-valor é 0,0030 com 999 permutações randômicas.

Figura 1: Diagrama de dispersão de Moran para o valor bruto da produção agropecuária per capita para o Paraná

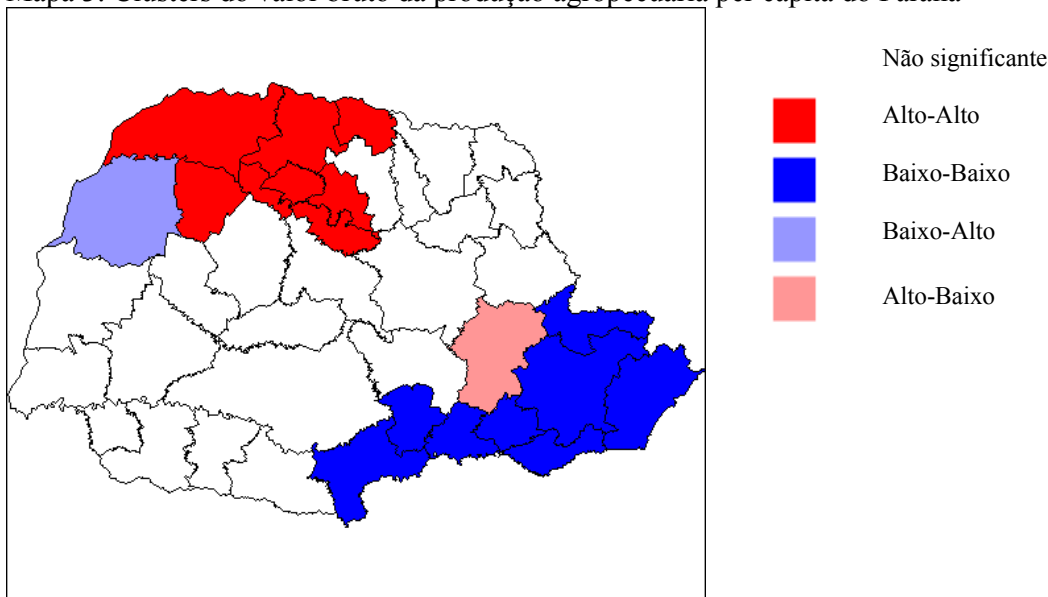


Fonte: elaboração dos autores.

Nota: y valor bruto da produção agropecuária per capita; w_y denota a média do valor bruto da produção agropecuária.

Considerando que o coeficiente de autocorrelação espacial global pode ocultar padrões locais de autocorrelação espacial, este pode não mostrar a incerteza estatística dos valores da microrregião em certo agrupamento. Desta forma, faz-se necessário o cálculo do índice I de Moran local, que se dá mediante o mapa de *clusters*.

Mapa 3: Clusters do valor bruto da produção agropecuária per capita do Paraná



Fonte: elaboração dos autores.

No Mapa 3, várias microrregiões tiveram seus indicadores não significativos. Existe um *cluster* do tipo baixo-baixo (BB) composto por microrregiões com baixo valor agropecuário per capita vizinhas de microrregiões também com baixo valor agropecuário. Este *cluster* localiza-se as microrregiões de União da Vitória, São Mateus do Sul, Cerro Azul, Lapa, Curitiba, Paranaguá e Rio Negro.

Há também um *cluster* do tipo Alto-Alto (AA), formado por microrregiões que possuem elevado valor per capita agropecuário vizinhos de regiões com elevado valor

agropecuário per capita. É composto pelas microrregiões de Paranaíba, Cianorte, Artorga, Porecatu, Florai, Maringá, Apucarana e Faxinal.

O *cluster* do tipo Baixo-Alto (BA) apresentado no mapa é composto por uma microrregião com baixo valor agropecuário per capita vizinha de microrregiões com alto valor agropecuário e é composto pela microrregião de Umuarama. E o *cluster* do tipo Alto-Baixo (AB) composto por microrregião com alto valor a agropecuário per capita vizinha de microrregiões com baixo valor agropecuário é formado pela microrregião de Ponta Grossa.

As regressões estimadas neste modelo seguiram a função de produção do tipo Cobb-Douglas. As regressões de 1 a 4 foram estimadas no modelo a-espacial através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Tabela 1 – Resultados da estimação das regressões

Coeficientes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MQO	MQO	MQO	MQO	MV	MV
Constante	4,37618 (0,00000)	4,23844 (0,00000)	3,47040 (0,00000)	3,57150 (0,00000)	4,06127 (0,00000)	3,53312 (0,0000)
l	0,00638 (0,87669)	0,00228 (0,95489)	0,10370 (0,09434)	0,11380 (0,05474)	0,11699 (0,04166)	0,11002 (0,03717)
k	-0,17787 (0,01307)	-0,15209 (0,01003)	0,21122 (0,00150)	0,21147 (0,00103)	0,22162 (0,00014)	0,20392 (0,00008)
a	0,60597 (0,00000)	0,58493 (0,00000)				
e	0,47990 (0,00002)	0,46022 (0,00000)	0,26540 (0,06930)	0,28716 (0,03842)	0,26428 (0,04068)	0,27721 (0,02507)
p	0,01376 (0,82240)		-0,01396 (0,88441)		-0,01823 (0,83421)	-0,03065 (0,69580)
t	-0,11767 (0,28068)		0,11718 (0,46890)		0,15677 (0,48388)	0,08943 (0,53025)
λ						-0,33574 (0,41968)
ρ					-0,15767 (0,48387)	
R ²	0,879	0,875	0,69	0,69	-	-
R ² ajustado	0,857	0,860	0,64	0,66	-	-
AIC	-76,72	-79,20	-42,35	-45,68	-40,81	-46,39
SC	-65,07	-70,88	-32,37	-39,03	-29,16	-36,41

Fonte: resultados da pesquisa.

De um modo geral, as quatro regressões estimadas tiveram um coeficiente de determinação (R²) elevado, demonstrando um bom ajustamento do modelo. Outro ponto a destacar é o intercepto desta regressão, pois segundo Almeida (2005), por essa função ser do tipo Cobb-Douglas o intercepto tem o significado de ser o parâmetro de eficiência comum a todas as regiões e este mostrou-se positivo e altamente significativo em todas as regressões estimadas.

Na regressão (1) e (2), foi considerado todas as variáveis explicativas propostas neste modelo, no entanto, estas não se ajustaram da maneira esperada, pois o capital apresentou sinal contrário ao esperado e o trabalho foi não significativo. Este fato pode ser explicado em razão de uma possível multicolinearidade entre a variável dependente valor bruto da produção agropecuária e a variável explicativa área.

As regressões (3) e (4) foram estimadas sem a variável área e obtiveram os resultados esperados. O capital é o principal fator de produção da agropecuária paranaense, pois sua elasticidade e significância são superiores ao da variável trabalho. Isso demonstra um elevado grau de mecanização da agropecuária do estado. Segundo Cunha (2003), a incorporação do capital no processo produtivo da agropecuária iniciou-se no final da década de 60. Este processo provocou mudanças na base técnica e nas relações de produção, levando a modernização da agropecuária do estado e a utilização de insumos modernos.

A Tabela 2 apresenta os principais diagnósticos das regressões estimadas. De um modo geral, aparentemente não há problema de heterocedasticidade, com exceção da regressão (1). O teste de White evidencia que não há má especificação do modelo. O teste Jarque-Bera demonstra que os erros têm uma distribuição normal, o que é importante, pois permitirá estimar os modelos espaciais por Máximo Verossimilhança.

Tabela 2 – Diagnósticos das Regressões Estimadas

Diagnósticos	(1)	(2)	(3)	(4)
Condition Number	53,6589	40,5035	33,45073	25,1255
Jarque-Bera	1,34070 (0,51152)	2,04667 (0,35937)	3,62891 (0,16293)	5,44636 (0,06567)
Breusch-Pagan	5,15820 (0,52369)	4,84220 (0,30388)	29,13964 (0,00002)	30,13944 (0,00000)
Koenker-Basset	5,80587 (0,44528)	5,90930 (0,20602)	18,00177 (0,02824)	17,38863 (0,00059)
White	20,9709 (0,78765)	12,31638 (0,58091)	33,69781 (0,028243)	27,0450 (0,00137)
I de Moran	0,49817 (0,61837)	0,16169 (0,87155)	-1,02303 (0,30629)	-1,19218 (0,23319)
ML (erro)	0,29433 (0,58746)	0,26367 (0,60760)	1,59823 (0,20615)	1,81506 (0,17790)
ML (erro) robusto	0,07660 (0,78196)	0,01132 (0,91527)	1,29554 (0,25502)	2,17839 (0,14000)
ML (defasagem)	0,49940 (0,47976)	1,22579 (0,26823)	0,349968 (0,55413)	0,04968 (0,82363)
ML (defasagem) robusto	0,28167 (0,59561)	0,97343 (0,32382)	0,04728 (0,82787)	0,41300 (0,52045)

Fonte: resultados da pesquisa.

O teste global que detecta dependência espacial (teste I de Moran), mostra que há possibilidade dos erros não estarem autocorrelacionados no espaço. Os testes específicos de dependência espacial (testes do tipo multiplicador de Lagrange para a defasagem e o erro espacial) confirmam a possibilidade de não haver autocorrelação espacial.

Os testes de Akaike (AIC) e Schwartz (SC) mostraram que em termos da qualidade de ajuste a melhor regressão estimada pelo método dos mínimos quadrados foi a de número (3). Desta forma, utilizou-se as mesmas variáveis dessa regressão para estimar o modelo considerando os efeitos espaciais (regressões 5 e 6).

De acordo com a Tabela 1, a regressão (5) estimada considera o modelo com defasagem. Todos os parâmetros das variáveis estimadas obtiveram os sinais esperados excetuando a variável chuva que não é estatisticamente significativa. O capital continua sendo o fator de produção mais importante para a formação do valor bruto da agropecuária do estado. Pela estimação da função do tipo log-log uma variação de 10% no capital

aumenta em 2,2% o valor bruto da produção agropecuária do estado. Seguindo do capital vem o consumo de energia elétrica na zona rural, a variação em 10% do consumo de energia aumenta o valor bruto da produção agropecuária em 2,6%. O insumo trabalho também é importante para a formação do valor bruto da produção agropecuária em que uma variação de 10% na quantidade de trabalhador empregado na agropecuária aumenta em 1,2% o seu valor bruto.

Apesar do resultado estar dentro do esperado o parâmetro que mede o elemento de defasagem não se mostrou estatisticamente significativo, mostrando que a não há efeito de defasagem espacial.

A regressão (6) considera o efeito dos erros espaciais. Os parâmetros estimados apresentaram resultados semelhantes aos da regressão (5). O parâmetro que mede o erro auto-regressivo espacial (λ) não é estatisticamente significativo, confirmando a não existência de autocorrelação espacial na agropecuária paranaense.

A Tabela 3 mostra que não há heterogeneidade espacial, pois o teste Breusch-Pagan Espacial é estatisticamente significativo a 1% nas duas regressões estimadas.

Tabela 3 – Diagnósticos das Regressões (5) e (6)

Diagnósticos	(5)	(6)
Breusch-Pagan Espacial	26,79893 (0,00006)	28,0547 (0,00004)
LR	0,45530 (0,49983)	4,03504 (0,04456)

Fonte: resultados da pesquisa.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho objetivou estudar a função de produção agropecuária do estado do Paraná para o ano de 2002 considerando os efeitos espaciais que poderiam estar presentes nessa função. As unidades de observação espaciais foram as microrregiões do estado. As variáveis utilizadas foram o valor bruto da produção agropecuária, capital, trabalho, área colhida, consumo de energia elétrica na zona rural, temperatura e precipitação.

De todas as regressões estimadas pelo método dos mínimos quadrados a que melhor se ajustou foi a que não considerou a variável área. Desta forma, utilizou-se essa regressão na estimação dos efeitos espaciais e os resultados encontrados mostraram que não há efeitos espaciais quando se consideram as 39 microrregiões do estado paranaenses.

No entanto, concluir que não há efeitos espaciais na agropecuária paranaense é precipitado, pois este estudo está em fase inicial e novas pesquisas com novas variáveis estão sendo feitas. Os próximos passos do estudo da função de produção são estimar a função de produção do estado considerando os seus municípios e posteriormente estimar para toda a região sul do país.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S. **Curso de Econometria Espacial Aplicada**. Piracicaba, 2004.

ALMEIDA, E. S. Função de produção agropecuária espacial. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Ribeirão Preto, 2005. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2005. CD-ROM.



CUNHA, M S. Dinâmica da agropecuária paranaense a partir de 1970. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Juiz de Fora, 2003. **Anais...** Juiz de Fora: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2003. CD-ROM.

DIAS, C. A. F, OLIVEIRA, N. M. Estudo da função de produção agropecuária agregada do estado de Goiás. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Cuiabá, 2004. **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2004. CD-ROM.

GOMES, A. P, BAPTISTA, A. J. M. S. Função de produção de fronteira e tomada de decisão na agropecuária. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Cuiabá, 2004. **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2004. CD-ROM.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3º Ed., Makron Books, São Paulo, 2000.

PINDYCK, R. S, RUBINFELD D. L. **Microeconomia**. Makron Books, São Paulo, 1994.

PEROBELLI, F.S, ALMEIDA, E. S, ALVIM, M. I. S. A. Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Ribeirão Preto, 2005. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2005. CD-ROM.

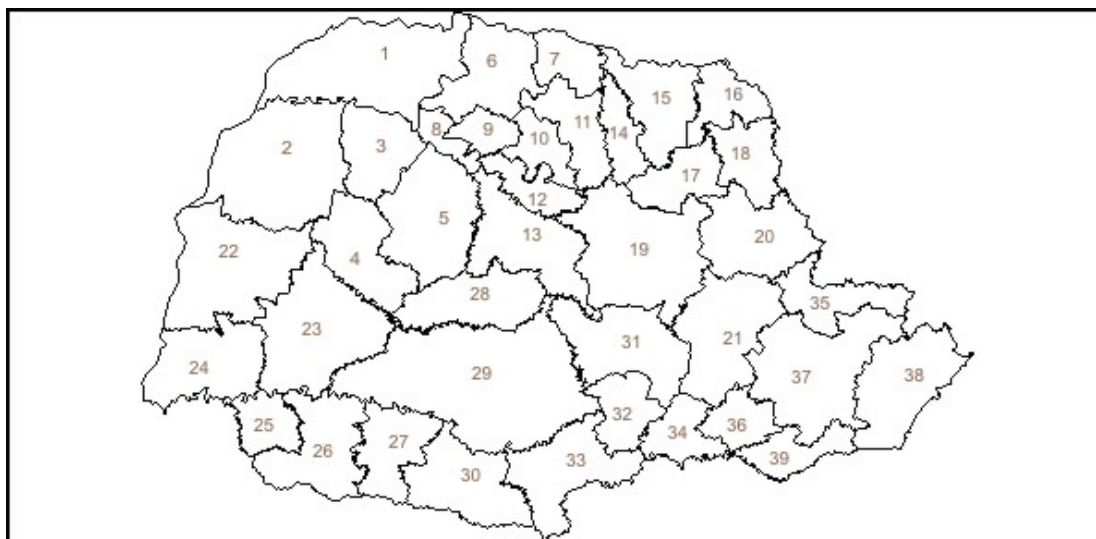
PROTIL, R.M, BARREIROS, R. F, MOREIRA, V. R. Caracterização do processo decisório em nível estratégico nas cooperativas agropecuárias do Paraná. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Ribeirão Preto, 2005. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2005. CD-ROM.

REZENDE, L. P. F, PARRÉ, J. L. Comparação do grau de desenvolvimento agrícola dos municípios paranaenses. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Juiz de Fora, 2003. **Anais...** Juiz de Fora: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2003. CD-ROM.

REZENDE, L. P. F, PARRÉ, J. L. A regionalização da agricultura paranaense na década de noventa: um estudo utilizando estatística multivariada. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Cuiabá, 2004. **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2004. CD-ROM.

SIMM, E. B, ALVES, A. F. Concentração espacial da agroindústria paranaense durante a década de 1990. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Ribeirão Preto, 2005. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 2005. CD-ROM.

ANEXO 1 – Mapa das microrregiões do Paraná



Fonte: IBGE.

ANEXO 2 – Microrregiões paranaenses

Código de unidade geográfica	Microrregião
41 001	Paranavaí
41 002	Umuarama
41 003	Cianorte
41 004	Goioerê
41 005	Campo Mourão
41 006	Astorga
41 007	Porecatú
41 008	Floraí
41 009	Maringá
41 010	Apucarana
41 011	Londrina
41 012	Faxinal
41 013	Ivaiporã
41 014	Assai
41 015	Cornélio Procópio
41 016	Jacarezinho
41 017	Ibaití
41 018	Wescelau Braz
41 019	Telêmaco Borba
41 020	Jaguariaíva
41 021	Ponta Grossa
41 022	Toledo
41 023	Cascavel
41 024	Foz do Iguaçu
41 025	Capanema
41 026	Francisco Beltrão
41 027	Pato Branco
41 028	Pitanga



41 029	Guarapuava
41 030	Palmas
41 031	Prudentópolis
41 032	Irati
41 033	União da Vitória
41 034	São Mateus do Sul
41 035	Cerro Azul
41 036	Lapa
41 037	Curitiba
41 038	Paranaguá
41 039	Rio Negro

Fonte: IBGE.