

**RESPOSTA DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA AOS PREÇOS NO
CENTRO-OESTE BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DE
ECONOMETRIA ESPACIAL PARA O PERÍODO 1975-1995/1996**

*Adriano M. R. Figueiredo¹
Erly C. Teixeira²*

RESUMO: A influência de uma localidade sobre seus vizinhos é sempre vista como uma interdependência entre as regiões em estudo e a localização afeta a resposta da produção agrícola às alterações de preços ou de políticas. O objetivo geral é determinar a importância dos efeitos e inter-relações decorrentes da localização na resposta da produção agrícola aos preços, na região Centro-Oeste, no período entre 1975 e 1995. Contribui-se para a literatura econômica ao conciliar um modelo de função de lucro *translog* com efeitos de dependência espacial nos resíduos do sistema estimado de parcelas de lucros. Existem evidências econométricas da dependência espacial nos resíduos do modelo, confirmadas pelo teste de hipótese para os parâmetros espaciais. Ocorreram altas autocorrelações espaciais positivas nos produtos, com parâmetros espaciais sempre acima de 0,91. As áreas selecionadas em geral apresentaram oferta-preço elásticas para milho e oferta-preço inelásticas para arroz e feijão. Os efeitos espaciais alteram de forma decisiva as elasticidades calculadas, mostrando que todos os produtos analisados sofrem destes efeitos. Enfatiza-se que estudos com cortes seccionais e dados geograficamente dispostos devem ser avaliados quanto à presença de dependência espacial.

Palavras-chave: *Autocorrelação Espacial, Dualidade, Centro-Oeste.*

I. Introdução

A agricultura brasileira possui grande heterogeneidade e estudos regionais passam a ter uma conotação diferenciada. A influência de uma localidade sobre seus vizinhos é sempre vista com preocupação uma vez

¹ Professor do Departamento de Economia da UFMT e Doutor em Economia Aplicada;

² Ph.D. e Professor do DER/UFV.

que esta gera uma interdependência entre as regiões em estudo. Assim, a questão principal de análise neste Artigo é: como uma interdependência entre localidades altera a resposta da produção agrícola às alterações nos preços no Centro-Oeste brasileiro no período de 1975-1995/1996?

A resposta da produção agrícola está relacionada à alocação dos produtos e fatores ante variações nos preços e nas dotações de recursos, com efeitos no desenvolvimento do setor. Os modelos de desenvolvimento em geral consideram a agricultura como parte importante no fornecimento de alimentos e matéria-prima, na liberação de recursos e mão-de-obra e na geração de divisas.

Como colocado por Andrade (1987:19), mencionando uma conclusão do Professor François Perroux:

... que o desenvolvimento não se propaga de forma difusa pelo espaço, mas que se concentra em certos pontos, criando desequilíbrio em relação às áreas vizinhas, propagando-se posteriormente, a partir desses núcleos, pelas diversas áreas.

Katzman (1974 e 1975), citado por Hayami e Ruttan (1985:55) estudou a política de desenvolvimento regional brasileiro e o papel dos pólos de crescimento no estado de Goiás no período 1940-70. Seus estudos incorporaram as implicações dos modelos de localização de Von Thünen e seus resultados indicaram a presença de maiores preços dos produtos, do preço da terra e maiores taxas de uso da terra em municípios localizados mais próximos ao mercado.

No estudo de modelos com dados regionais é comum observarem-se efeitos de interdependência entre as diferentes regiões, com fatores explicativos importantes localizados em outras localidades. Uma hipótese de estudos regionais é que as variáveis em estudo para as diferentes regiões estão sempre relacionadas entre si e esta relação é mais forte quanto mais próximas entre si. Estes estudos em ciência regional vêm demonstrando que modelos econométricos que desconsideram os efeitos de dependência espacial produzem estimativas errôneas, uma vez que as observações não são mais independentes como pressuposto nas estatísticas tradicionais.

Assim sendo, este Artigo busca contribuir para a análise regional conciliando a teoria da dualidade em funções de lucro e a teoria de econometria espacial. O objetivo geral deste Artigo é determinar a importância dos efeitos e inter-relações decorrentes da localização geográfica na resposta da produção agrícola aos preços da região Centro-Oeste, no período entre 1975 e 1995, num modelo com múltiplos produtos e fatores. Especificamente, pretende-se avaliar os efeitos espaciais sobre a demanda de fatores e oferta de produtos e avaliar a importância dos preços dos fatores e preços dos produtos na resposta da produção agrícola do Centro-Oeste brasileiro.

Algumas hipóteses que norteiam a condução do trabalho são: a) existem efeitos de dependência espacial na agricultura da região Centro-Oeste; b) as variáveis preços são importantes na tomada de decisões dos produtores.

Na parte 2 apresentam-se características da dualidade da função de lucro e da teoria de econometria espacial. Na parte 3 tem-se a operacionalização do modelo espacial e as características dos dados. A parte 4 contempla a análise dos dados e resultados preliminares das estimações, seguida pelas conclusões.

II. Dualidade e Econometria Espacial

A função de produção estabelece relação entre quantidades de insumos e a quantidade máxima de produto, permitindo avaliar as respostas decorrentes de choques aplicados aos mercados de produtos, ou de fatores, sobre o sistema como um todo.

A teoria da dualidade mostra que é possível obter as ofertas de produtos e demanda de insumos como funções explícitas dos preços relativos a partir de relações duais de lucro ou de custo, evitando-se pressuposições com respeito à função de produção.

Seja a função de produção:

$$q = f(x, z); \quad q, x \text{ e } z \in S, \quad (2.1)$$

em que q , x e z são vetores de quantidades de produtos, de insumos variáveis e de insumos fixos, respectivamente, e fazem parte do conjunto

de possibilidades S . A expressão f é contínua, duplamente diferenciável, côncava, e fechada em q , x e z no quadrante não-negativo. É ainda estritamente crescente em x e z .

Sejam p e w vetores de preços de produtos e de insumos, respectivamente. Assumindo produtores como tomadores de preço nos mercados de insumos e produtos, a maximização do lucro (π) do produtor restrito pelos insumos fixos z (lucro de curto prazo) pode ser expressa por:

$$\begin{aligned} \text{Max } \pi &= p'q - w'x, & (2.2) \\ \text{s.a } q &= f(x, z). \end{aligned}$$

As soluções de controle serão

$$x^* = v(p, w, z) \quad (2.3)$$

$$q^* = f(v(p, w, z), z) \quad (2.4)$$

em que x^* é o vetor de demandas de insumos e q^* é o vetor de ofertas de produtos da maximização de lucro. A função objetivo otimizada - função indireta de lucro - será expressa por $\pi^*(p, w, z)$. O asterisco servirá para distinguir a função como sendo aquela obtida da otimização.

A função indireta de lucro é contínua, duplamente diferenciável, convexa e fechada nos vetores de preços (p e w) no quadrante não-negativo para cada z , côncava nos insumos fixos para cada p e w , estritamente crescente em p e estritamente decrescente em w para cada z , linear homogênea em p e w . Observe que estas propriedades não dependem da tecnologia. Neste Artigo utiliza-se a função indireta de lucro na forma funcional transcendental logarítmica (Translog).

A forma funcional Translog, apresentada por Christensen, Jorgenson e Lau (1973) permite diferentes graus de substitutibilidade e de retornos à escala. A translog possui as vantagens de oferecer aproximação de segunda ordem para uma função de lucro qualquer e de apresentar qualquer valor para as elasticidades de substituição entre quaisquer pares de insumos e produtos. O fato da translog ser expressa em logaritmos

também é uma vantagem, facilitando o cálculo das elasticidades-preço da demanda de fatores e oferta de produtos a partir das parcelas de lucro.

Uma função Translog de lucro tem a seguinte forma matricial:

$$\tilde{\pi} = \alpha_0 + \alpha \tilde{d} + \frac{1}{2} \tilde{d}' \beta \tilde{d} \quad (2.5)$$

em que $\tilde{\pi} = \log \pi$; α_0 , α e β são vetores e matrizes de parâmetros; e \tilde{d} é um vetor de preços de insumos (w), produtos (p) e fatores fixos (z):

$$\tilde{d} = \begin{bmatrix} \tilde{p} \\ \tilde{w} \\ \tilde{z} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log p \\ \log w \\ \log z \end{bmatrix}$$

A aplicação do lema de Shephard fornece as expressões das parcelas de lucro de m produtos e de n insumos variáveis:

$$\frac{\partial \tilde{\pi}}{\partial \tilde{p}_i} \equiv \frac{p_i q_i^*}{\pi^*} \equiv S_i^* \quad \forall i = 1, \dots, m \quad (2.6)$$

$$\frac{\partial \tilde{\pi}}{\partial \tilde{w}_h} \equiv -\frac{w_h x_h^*}{\pi^*} \equiv -S_h^* \quad \forall h = 1, \dots, n$$

em que S_i^* é a parcela de lucro do i -ésimo produto; $-S_h^*$ é a parcela de lucro do h -ésimo insumo; q_i^* e x_h^* são, respectivamente, quantidades ótimas do i -ésimo produto e do h -ésimo insumo. Ressalta-se que as parcelas de lucro são as participações da receita de cada produto e da despesa de cada fator no lucro total e não o lucro individual decorrente de cada produto no total.

Derivando (2.5) e utilizando o resultado de (2.6) tem-se as expressões das parcelas de lucro como funções dos preços dos produtos e insumos, e dos insumos fixos:

$$\begin{aligned}
 S_i^* &= \alpha_i + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \tilde{p}_j + \sum_{h=1}^n \beta_{ih} \tilde{w}_h + \sum_{g=1}^v \beta_{ig} \tilde{z}_g \quad \forall i = 1, \dots, m \\
 -S_h^* &= \alpha_h + \sum_{j=1}^m \beta_{hj} \tilde{p}_j + \sum_{k=1}^n \beta_{hk} \tilde{w}_k + \sum_{g=1}^v \beta_{hg} \tilde{z}_g \quad \forall h = 1, \dots, n \quad (2.7)
 \end{aligned}$$

As expressões (2.7) são consistentes com a hipótese de maximização de lucros, mas para que satisfaça as propriedades de uma função translog de lucro deve satisfazer as restrições de homogeneidade nos preços e nos fatores fixos.

A função translog nem sempre satisfaz às propriedades de monotonicidade e convexidade globalmente, mas se satisfizer em torno de uma gama de preços, os resultados serão consistentes com a maximização de lucros. A condição de monotonicidade implica em parcelas estimadas positivas para produtos e negativas para fatores, enquanto que a convexidade é examinada pela matriz Hessiana que deve ser positiva semi-definida. A simetria na função de lucro implica que os parâmetros $\beta_{ij} = \beta_{ji}$, para qualquer produto ou fator i e j .

As elasticidades parciais de substituição entre o i -ésimo e o j -ésimo produtos (ou insumo) serão:

$$\eta_{ij} = \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial q_i^*}{\partial p_j} = \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial^2 \pi}{\partial p_i \partial p_j} \quad (2.8)$$

e que, reescrevendo em termos das parcelas de lucro, podem ser expressas como

$$\begin{array}{l}
 \hat{\eta}_{ij} = \frac{\hat{\beta}_{ij}}{\hat{S}_i} + \hat{S}_j \\
 \hat{\eta}_{ii} = \frac{\hat{\beta}_{ii}}{\hat{S}_i} + \hat{S}_i - 1 \\
 \hat{\eta}_{hk} = -\frac{\hat{\beta}_{hk}}{\hat{S}_h} - \hat{S}_k \\
 \hat{\eta}_{hh} = -\frac{\hat{\beta}_{hh}}{\hat{S}_h} - \hat{S}_h - 1
 \end{array} \quad (2.9) \quad \left. \begin{array}{l} \\ \\ \\ \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{(produtos)} \\ \\ \text{(insumos)} \end{array}$$

O sistema de parcelas de lucro pode ser estimado por métodos de equações aparentemente não-relacionadas (SUR – Seemingly unrelated regressions), sujeito às restrições de homogeneidade e simetria, e ainda considerando-se as observações referentes às dependências espaciais presentes em dados regionais.

No método exposto por Zellner (1962), para equações aparentemente não-relacionadas (SUR), a dependência espacial pode estar presente em dados de regiões geográficas, com correlações entre os resíduos de cada equação. Porém, a dependência espacial não é expressa em termos de uma função parametrizada em particular, mas sim deixada não-especificada como covariâncias quaisquer, o que distingue o método da econometria tradicional daquele da econometria espacial.

É reconhecido que as técnicas econométricas tradicionais em geral falham na presença de efeitos espaciais, comuns em dados geográficos de seção-cruzada, devido à violação das tradicionais pressuposições de Gauss-Markov (Anselin, 1980, 1988a e 1999; Haining, 1990; LeSage, 1999). Para o caso específico do modelo SUR, em presença de erros espacialmente correlacionados entre equações, a matriz de variância-covariância dos resíduos será para resíduos não-esféricos (principalmente devido à autocorrelação espacial), requerendo métodos econométricos

alternativos, como por exemplo, o de máxima verossimilhança (ML) concentrada nos parâmetros espaciais e iterativo³.

Assim sendo, apresenta-se a seguir o modelo em termos de econometria espacial, em função dos efeitos espaciais que impedem a aplicação direta de métodos econométricos tradicionais.

Pode-se definir econometria espacial como “a coleção de técnicas que trabalha com as peculiaridades causadas pelo espaço em análises estatísticas de modelos de ciência regional” (Anselin e Bera, 1998:238). É uma área da econometria que trata das inter-relações espaciais (autocorrelação espacial) e estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão com dados de seção cruzada e série temporal (Anselin, 1999).

Basicamente, este procedimento busca aprimorar os métodos econométricos tradicionais, incorporando explicitamente os efeitos espaciais, basicamente diferenciados em dois tipos: dependência espacial e heterogeneidade espacial.

A dependência espacial aparece quando há uma relação entre o que acontece em uma unidade no espaço e o que acontece nas demais. A dependência espacial pode ser oriunda de erros de delimitação geográfica das unidades analisadas, de problemas de agregação, ou mais importante, de externalidades afetando certas unidades e com efeitos extrapolados para outras geograficamente próximas (Vayá et al., 2001).

Considerando N localidades num sistema S , e observando uma determinada variável x , o conjunto de vizinhos da localidade i será definido como o conjunto formado pelas localidades j de tal forma que x_j está contido na forma funcional da probabilidade condicional de x_i , condicionada aos x 's de todas as outras localidades (Anselin, 1988a; Arbia, 1989). Ou seja, para o conjunto de vizinhos J , tem-se $P[x_i | x] = P[x_i | x_j]$.

O segundo efeito espacial, a heterogeneidade espacial, está relacionada com a ausência de estabilidade de certas variáveis comportamentais no espaço geográfico. Isto representaria

³ Anselin (1980) mostra que os estimadores de ML dos parâmetros serão consistentes e a matriz de variância-covariância dos parâmetros será baseada nos limites de Cramer-Rao.

econometricamente, a necessidade de parâmetros variando entre as diferentes localidades, ou parâmetros aleatórios, ou ainda, outras formas de mudança estrutural. Estas heterogeneidades podem ser vistas como erros de mensuração oriundos de variáveis ignoradas, ou erros de especificação do modelo, gerando heterocedasticidade. Este efeito é específico da localização espacial, e portanto, chamado de heterogeneidade espacial.

Em geral, a idéia de efeitos espaciais de uma localidade sobre as demais é utilizada por ponderações: a variável observada em cada localidade recebe uma ponderação quando fizer parte da vizinhança da localidade analisada. É comum utilizarem-se matrizes cujos elementos são binários, assumindo valor unitário quando existir a influência e nulo em caso contrário⁴. Por exemplo, duas unidades vizinhas (i,j), que tenham uma fronteira comum, seriam consideradas contíguas e o valor 1 seria atribuído ao elemento w_{ij} da matriz de ponderação espacial W.

Considerando o modelo geral de regressão, $Y = X\beta + \varepsilon$, o efeito espacial pode ser incorporado nas variáveis, nos erros, ou em ambos.

Supondo que uma observação y na localidade i seja explicada por um vetor de variáveis explicativas x em i , e ainda, por um vetor de variáveis explicativas x nas localidades vizinhas, pertencentes à vizinhança $N(i)$ de i . Neste caso, tem-se a expressão para y_i da forma:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + \tau \sum_{j \in N(i)} x_{r,j} + e_i \quad (2.10)$$

em que τ é o parâmetro de efeito espacial; $x_{r,j}$ é um vetor de k variáveis explicativas na localidade j . Este modelo é chamado de modelo de regressão com variáveis explicativas espacialmente defasadas. Pode-se imaginar um aumento na oferta de um produto na região i explicado por um aumento em seu preço nas j regiões vizinhas.

Considerando agora que uma variável observada y_i seja explicada não apenas pelas variáveis explicativas x_i , mas também pela resposta às mesmas variáveis explicativas de outra localidade, ou melhor dizendo, por y_j , $j \in N(i)$. Neste caso, a expressão para y_i seria:

⁴ Também existem outros esquemas de ponderação utilizando pesos como: distância entre as sedes das localidades, comprimento da fronteira comum, ou mesmo, coeficientes oriundos de matrizes de insumo-produto.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + \rho \sum_{j \in N(i)} y_j + e_i \quad (2.11)$$

em que ρ é o parâmetro de efeito espacial. Pode-se imaginar que a demanda por um fator produtivo, por exemplo mão-de-obra agrícola, em uma localidade i como sendo explicada pela mesma demanda em j regiões vizinhas. Este modelo é chamado de modelo espacial autoregressivo, ou modelo de regressão com variáveis dependentes espacialmente defasadas (spatial lag dependent regression).

Em muitos casos, a dependência espacial pode ser difícil de especificar, ou oriunda de variáveis em outras regiões e não-especificadas no modelo, e assim, estar presente nos erros da regressão. Neste caso, o modelo seria do tipo:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + e_i + \lambda \sum_{j \in N(i)} e_j \quad (2.12)$$

em que λ é o parâmetro de efeito espacial presente nos erros. Este modelo é usualmente chamado modelo de dependência espacial nos erros (spatial error dependent regression).

O método SUR exposto por Zellner (1962) envolve um sistema de M equações, para T observações, com a m -ésima equação da forma: $y_m = x_m \beta_m + \varepsilon_m$ (2.13), em que y_m é um vetor de dimensões $T \times 1$ da m -ésima variável dependente; x_m é uma matriz $T \times K$ de variáveis explicativas (de rank K); β_m é um vetor $K \times 1$ de parâmetros; e ε_m é um vetor $T \times 1$ de erros aleatórios.

O sistema de equações na forma “empilhada” será $Y = X\beta + \varepsilon$ em que $Y \equiv [y'_1 y'_2 \dots y'_M]'$; $\beta \equiv [\beta'_1 \beta'_2 \dots \beta'_M]'$; $\varepsilon \equiv [\varepsilon'_1 \varepsilon'_2 \dots \varepsilon'_M]'$; X é uma matriz bloco-diagonal; o sinal “'” é usado para matriz transposta.

O vetor de resíduos ε é tal que sua matriz de variância-covariância (V) é da forma:

$$V = E[\varepsilon\varepsilon'] = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \cdots & \sigma_{1M}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \cdots & \sigma_{2M}I \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1}I & \sigma_{M2}I & \cdots & \sigma_{MM}I \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I \quad (2.14)$$

em que I é uma matriz identidade de ordem $T \times T$ e $\sigma_{mm'} = E(\varepsilon_{mt} \varepsilon_{m't})$, para $t = 1, 2, \dots, T$ e $m, m' = 1, 2, \dots, M$.

Este modelo, aqui considerado como SUR “tradicional”, pode ser visto como M equações para T observações em seção cruzada, ou seja, T localidades. Neste caso, $\sigma_{mm'}$ é a covariância entre os resíduos da equação do produto (e/ou fator) m e os resíduos da equação do produto (e/ou fator) m' . Similarmente, σ_{mm} é a variância para o termo residual da equação do produto (e/ou fator) m .

O método SUR Espacial (SSUR) implica na incorporação de efeitos espaciais nos erros, ou seja, um modelo SUR com autocorrelação espacial nos erros, autocorrelação esta que difere da heterocedasticidade entre os dados de seção cruzada ao considerar uma ponderação espacial explícita para a vizinhança de cada localidade. As variáveis observadas nas localidades fora da vizinhança não afetam a variável observada na localidade em análise.

O modelo SSUR aqui apresentado consiste num sistema de M equações de parcelas de lucro, o qual é estimado para dados de seção cruzada de N localidades, para cinco períodos, com a hipótese de erros espacialmente autocorrelacionados entre equações. Para as T observações, e os dados em sua forma “empilhada”, o sistema tem a forma abaixo:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (2.15)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu$$

em que $Y \equiv [y'_1 y'_2 \dots y'_M]'$, cujos elementos são vetores $T \times 1$; $i = 1, 2, \dots, M$ denota a equação do sistema; X é uma matriz bloco-diagonal das variáveis explicativas; $\beta \equiv [\alpha \gamma'_1 \gamma'_2 \dots \gamma'_M]'$ é o vetor de parâmetros (α é o

intercepto; γ_i é o vetor de parâmetros referente à equação i); $\varepsilon \equiv [\varepsilon'_1 \varepsilon'_2 \dots \varepsilon'_M]'$ é um vetor (T.M x 1) de resíduos não-esféricos, com cada elemento sendo um vetor T x 1; λ é uma matriz diagonal (M x M) de parâmetros espaciais, variando para cada equação; W é a matriz de ponderação espacial para o conjunto das observações., cuja diagonal é composta de matrizes W_i , em que cada W_i é uma matriz de ponderação espacial de cada ano, de dimensões $N_j \times N_j$; N_j é o número de localidades para o ano j ; e μ é um vetor de erros cuja matriz de variância-covariância é representada por $E[\mu \cdot \mu'] = \Sigma \otimes I$.

A matriz de variância-covariância dos erros (Ω) para todo o sistema pode ser expressa por:

$$\begin{aligned} \Omega &= E[\varepsilon\varepsilon'] = B(\Sigma \otimes I)B' \quad (2.16) \\ B &= [I - (\Lambda \otimes W)]^{-1} \end{aligned}$$

em que Λ é uma matriz diagonal M x M dos coeficientes espaciais λ , e I é uma matriz identidade de dimensões (T.M x T.M).

A estimação deste modelo parece similar aos modelos de séries temporais, entretanto, os procedimentos iterativos desenvolvidos para correlação serial em dados temporais não são válidos para os modelos espaciais. A estimação dos coeficientes espaciais necessariamente requer uma otimização não linear de máxima verossimilhança - ML (Anselin, 1980, 1988a e 1990; Baltagi e Li, 1999).

Para o sistema de equações na forma de dados “empilhados”, sob a pressuposição de normalidade, a função logaritmizada de verossimilhança será, omitindo-se os termos constantes:

$$\begin{aligned} L &= -\frac{1}{2} \ln|\Omega| - \frac{1}{2} (Y - X\beta)' \Omega^{-1} (Y - X\beta) \quad (2.17) \\ |\Omega| &= |B(\Sigma \otimes I)B'| = |\Sigma|^T \cdot |B|^2 \end{aligned}$$

Utilizando algumas propriedades de álgebra matricial, pode-se apresentar a expressão acima como:

$$L = -\frac{T}{2} \ln|\Sigma| + \sum_i \ln|I - \lambda_i W| - \frac{1}{2} (Y - X\beta)' [I - (\Lambda \otimes W')] [\Sigma^{-1} \otimes I] [I - (\Lambda \otimes W)] (Y - X\beta) \quad (2.18)$$

em que λ tem dimensões $M \times 1$.

Anselin (1988a) mostra os resultados da otimização da expressão (2.19), e as condições de primeira ordem fornecem as estimativas para os parâmetros da regressão e para a matriz de covariância entre equações da forma:

$$\beta = \left\{ X' [I - (\Lambda \otimes W')] [\Sigma^{-1} \otimes I] [I - (\Lambda \otimes W)] X \right\}^{-1} \times \\ \times X' [I - (\Lambda \otimes W')] [\Sigma^{-1} \otimes I] [I - (\Lambda \otimes W)] y \quad (2.19)$$

$$\Sigma = \frac{1}{N} Z'Z$$

em que Z é uma matriz de resíduos transformados $T \times M$,

$$Z = [z_1, z_2, \dots, z_M] \\ z_i = (I - \lambda_i W) e_i = e_i - \lambda_i W e_i, \quad e_i = y_i - X_i \beta_i, \quad i = 1, 2, \dots, M. \quad (2.20)$$

III. Operacionalização do Modelo e Características dos dados

III.1. Operacionalização do Modelo

O teste tradicional em econometria espacial para modelos uniequacionais com dados de seção cruzada é o teste da estatística de Moran, citado por Anselin (1988a). Entretanto, para modelos com dados de seção cruzada e série temporal e em modelos multiequacionais, Anselin (1988b) apresenta um teste baseado no multiplicador de Lagrange (LM), que apresenta uma distribuição de probabilidade conhecida e satisfaz propriedades assintóticas.

No teste LM, ou teste Score, a hipótese nula é $H_0: \lambda = 0$, com λ composto pelos valores λ_i das diferentes equações. O teste parte das

condições de primeira ordem da otimização da função de verossimilhança logaritmizada, construído a partir do vetor score, d , tal que:

$$LM = d' I^{\lambda\lambda} d,$$

em que $I^{\lambda\lambda}$ é a inversa da parte da matriz de informação correspondente aos coeficientes λ , avaliados sob a hipótese nula.

A expressão para o teste será da seguinte forma:

$$LM_{SUR} = \iota' (\Sigma^{-1} * U' W U) [T_2 \cdot I + T_1 * \Sigma^{-1} * \Sigma]^{-1} (\Sigma^{-1} * U' W U)' \iota \quad (3.1)$$

em que ι é um vetor de uns de dimensão $(M-1) \times 1$; U é uma matriz $T \times (M-1)$ com o vetor de resíduos para cada equação correspondendo às colunas; T_2 é uma matriz diagonal $(M-1) \times (M-1)$ cujos elementos são $\text{tr} W^2$; T_1 é uma matriz simétrica $(M-1) \times (M-1)$ cujos elementos são $\text{tr}(W' W)$; e $*$ corresponde ao produto Hadamard⁵.

A distribuição deste será do tipo χ^2 com $(M-1)$ graus de liberdade, ou seja, o número de parâmetros espaciais considerados no modelo. Caso se considere apenas um parâmetro espacial para cada equação, o teste será com $(M-1)$ graus de liberdade. O teste é conduzido a partir dos resultados do modelo SUR tradicional (ou também chamado como SUR padrão neste trabalho), e ainda, com o cálculo das matrizes que contêm informações da ponderação espacial W .

As expressões das parcelas de lucros são apresentadas em (2.10), como funções dos preços dos produtos (P), dos preços dos insumos variáveis (w) e dos insumos fixos (z). Admitindo a existência de efeitos espaciais entre as observações, apresenta-se mais detalhadamente o modelo espacial operacionalizado, para m produtos (arroz, feijão, milho, soja, bovinos, e leite) e n insumos variáveis (terra arrendada; mão-de-obra contratada; óleo diesel; e fertilizantes):

⁵ Seja A e B matrizes de mesma dimensão. O produto Hadamard, ou produto direto, é obtido pela multiplicação de cada elemento de A pelo elemento correspondente de B , ou seja: $A_{ij} * B_{ij} = a_{ij} * b_{ij}$.

$$\begin{aligned}
 S_i &= \alpha_i + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \tilde{P}_j + \sum_{h=1}^n \beta_{ih} \tilde{W}_h + \sum_{g=1}^v \beta_{ig} \tilde{z}_g + \varepsilon_i \\
 -S_h &= \alpha_h + \sum_{j=1}^m \beta_{hj} \tilde{P}_j + \sum_{k=1}^n \beta_{hk} \tilde{W}_k + \sum_{g=1}^v \beta_{hg} \tilde{z}_g + \varepsilon_h \quad (3.2)^6
 \end{aligned}$$

$$\forall i = 1, \dots, m$$

$$\forall h = 1, \dots, n$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_i \\ \varepsilon_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_i W \varepsilon_i + \mu_i \\ \lambda_h W \varepsilon_h + \mu_h \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

em que λ é o parâmetro espacial dos erros, variando entre as equações para cada produto e insumo, mas considerado constante contemporaneamente entre as observações; μ_i e $\mu_h \sim N(0, \Sigma \otimes I)$. Como $\tilde{p} = \ln P$; $\tilde{w} = \ln w$ e $\tilde{z} = \ln z$, pode-se expressar (3.2) como:

$$\begin{aligned}
 S1 &= \alpha_1 + \gamma_{1,1} \ln P_1 + \gamma_{1,2} \ln P_2 + \dots + \gamma_{1,M-1} \ln w_{M-1} + \gamma_{1,M} \ln w_M + \sum_{g=1}^v \gamma_{1g} \tilde{z}_g + \varepsilon_1 \\
 S2 &= \alpha_2 + \gamma_{2,1} \ln P_1 + \gamma_{2,2} \ln P_2 + \dots + \gamma_{2,M-1} \ln w_{M-1} + \gamma_{2,M} \ln w_M + \sum_{g=1}^v \gamma_{2g} \tilde{z}_g + \varepsilon_2 \quad (3.4) \\
 &\vdots \\
 SM &= \alpha_M + \gamma_{M,1} \ln P_1 + \gamma_{M,2} \ln P_2 + \dots + \gamma_{M,M-1} \ln w_{M-1} + \gamma_{M,M} \ln w_M + \sum_{g=1}^v \gamma_{Mg} \tilde{z}_g + \varepsilon_M
 \end{aligned}$$

em que M representa o conjunto de produtos e fatores ($M = m + n$); os valores P e w são, respectivamente, os preços de cada produto e fator; os valores z são as variáveis fixas; e os erros são admitidos como sofrendo de efeitos espaciais.

A matriz de ponderação espacial (W) para o período como um todo é considerada constante entre as equações, tem dimensões 694 x 694, e em sua diagonal principal os elementos são nulos. Os seus elementos assumem valor unitário quando as localidades apresentam fronteira em

⁶ Uma vez que todas as variáveis e parâmetros são distribuídas no tempo, omitiu-se o subscripto temporal (t).

comum e são nulos em caso contrário. Neste trabalho optou-se por normalizar W de modo que suas linhas somem a unidade.

Para satisfazer as propriedades de uma função translog de lucro, é necessário impor as restrições de homogeneidade nos preços, apresentadas em (3.5).

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{h=1}^n \alpha_h &= 1 \\ \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} + \sum_{h=1}^n \gamma_{ih} &= 0 \quad \forall i = 1, \dots, m \\ \sum_{i=1}^m \gamma_{hi} + \sum_{k=1}^n \gamma_{hk} &= 0 \quad \forall h = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^m \gamma_{gi} + \sum_{h=1}^n \gamma_{gh} &= 0 \quad \forall g = 1, \dots, v. \end{aligned} \right\} \quad (3.5)$$

No modelo apresentado acima, acredita-se na presença desta correlação, e também na presença de correlação oriunda exclusivamente da proximidade entre as localidades. Assim sendo, os estimadores tradicionais do método SUR dão lugar aos estimadores do método SUR Espacial. A estimação do modelo incorporando estas informações na matriz de variância-covariância dos erros permitirá obter estimativas mais precisas.

Um procedimento sugerido por Anselin (1988a) foi adotado, conforme os passos seguintes:

- estimar o sistema pelo método SUR tradicional, obtendo b_{SUR} ;
- calcular os resíduos específicos de cada equação e_i ;
- dados e_i , obter o valor de λ_i a partir de $e_i = \lambda_i W e_i + u_i$;
- dados λ_i , obter a estimativa para os parâmetros de cada equação (b_{iSUR}) aplicando o SUR no sistema com as variáveis transformadas $X_i = (I - \lambda_i W)X$ e $Y_i = (I - \lambda_i W)Y$;
- verificar se o critério de convergência para os parâmetros foi satisfeito. Caso positivo, parar, caso contrário, ir para (f);
- obter novos valores para os resíduos fazendo $e_i = Y - X b_{iSUR}$;

- dados e_i , obter novas estimativas para λ_i ;
- obtidos novos λ_i , calcular novos valores para as variáveis transformadas X_i e Y_i ;
- ir para (d).

Anselin (1988a) cita Oberhoffer e Kmenta (1974) que mostraram que o método de Mínimos Quadrados Generalizados Iterativo converge para um máximo local, e que os estimadores serão os mesmo da máxima verossimilhança.

III.2. Características dos dados

Os dados deste trabalho são informações brutas dos Censos Agropecuários do IBGE, trabalhados no formato de Área Mínima Comparável (AMC) para os anos de 1975, 1980, 1985 e 1995-1996⁷. Adotou-se o artifício da AMC para compatibilizar as informações de diferentes estruturas municipais, permitindo a comparação das informações nos diferentes anos censitários, o que representa uma contribuição empírica ao utilizar um período bem mais amplo do que os estudos anteriores. Basicamente consiste em agregar os municípios até ter uma distribuição comum entre os anos⁸. Assim sendo, analisam-se as informações para as AMCs das áreas que hoje fazem parte dos estados de Mato Grosso do Sul (MS), Mato Grosso (MT) e Goiás (GO).

Os produtos escolhidos foram arroz, feijão, milho, soja, bovinos, e leite, correspondendo a mais de 80% do valor total da produção agropecuária de cada estado no período 1975-1995.

Os fatores variáveis foram: mão-de-obra contratada, terra arrendada, fertilizantes, e combustíveis. Como fatores fixos considerou-se: mão-de-obra familiar, terra própria disponível, tratores e estoque de bovinos.

Os preços dos produtos foram obtidos a partir dos dados de valor da produção e de quantidade de cada produto, para cada AMC dos três estados considerados.

⁷ Agradece-se ao IPEA-RJ e a Márcia Pimentel pelo auxílio no trabalho com os dados.

⁸ Este critério para foi adotado com base em informações de técnicos do IPEA, aos quais agradecemos pelo AMC fornecimento dos dados.

Para o fator mão-de-obra contratada, o preço foi calculado a partir das despesas com salários em dinheiro e em produtos dividida pela quantidade de mão-de-obra contratada permanente e temporária. Adotou-se uma compensação para a mão-de-obra com menos de catorze anos e para as diferenças de preços entre trabalho permanente e temporário.

Para terra arrendada, um procedimento semelhante foi utilizado, dividindo os valores das despesas com arrendamento e parceria de terras pelas áreas de terras arrendadas e em parcerias. O censo reporta áreas arrendadas e em parcerias, mas não considera as diferenças entre terras para lavouras e para pastagens. Como seus preços são diferentes, optou-se por um esquema de ponderação em termos de áreas de lavouras, utilizando como pesos os preços médios de lavouras e de explorações animais da FGV.

Os preços para óleo diesel foram obtidos a partir dos censos agropecuários, dividindo o valor das despesas pela quantidade consumida.

Para os fertilizantes, o censo fornece as despesas com cada um deles. Entretanto, não se tem as quantidades consumidas para cada município. Neste caso, foram utilizados os preços estaduais fornecidos pela FGV. Perde-se em variabilidade, uma vez que estes preços não são municipais. Utilizou-se o preço do superfosfato de cálcio simples como aproximação dos preços de fertilizantes, uma vez que a formulação dos adubos foi muito alterada entre 1975 e 1995, e ainda considerando que cada cultura utiliza uma formulação própria de acordo com o solo. Assumindo que os preços dos diversos componentes de nitrogênio, fósforo e potássio sofreram variações de preços semelhantes, a aproximação utilizada não representará grande limitação. O preço foi uma média para junho, julho e agosto dos anos de 1974, 1979, 1984 e 1995.

Para calcular o número de pessoas de mão-de-obra familiar, adotou-se uma ponderação para compensar em homens, mulheres e crianças. As quantidades de pessoas serão somadas com peso um para homens e mulheres maiores de catorze anos, e peso 0.5 para homens e mulheres menores de catorze anos. Incluiu-se aqui apenas a mão-de-obra familiar, incluindo o responsável, e não abrangem parceiros. Este

procedimento é similar ao adotado por Zaloshnja (1997), e por Sckokai e Moro (1996). As informações são provenientes dos Censos Agropecuários do IBGE.

A variável terra própria disponível (TPD) representa o estoque de terra disponível, deduzidas as áreas inaproveitáveis, mas incluindo as áreas não-utilizadas. Como a variável preço de terra arrendada envolve arrendamento e quota-parte, a TPD não incluirá terras em parceria e arrendadas. Será um estoque apenas das terras próprias, medida em hectares a partir dos dados censitários.

Os Censos Agropecuários fornecem as quantidades de tratores dos municípios por classe de potência. Para permitir uma agregação entre as diferentes classes, converteu-se o número de tratores em unidades de potência (cavalo-vapor, C.V.) pelo valor médio da classe. Por exemplo, as quantidades para a classe de 0 a 10 C.V. foram multiplicadas pela potência média de 5 C.V. para serem convertidas em unidades de potência.

Para a variável fixa quantidade de bovinos, o número de animais é considerado em unidade-animal (U.A.) para ponderar a mais os animais adultos (Figueiredo, 2002). As quantidades de animais foram obtidas nos Censos Agropecuários.

As parcelas de lucro foram obtidas a partir dos valores censitários da produção e das despesas. As parcelas de lucros são positivas para produtos e negativas para fatores. Para o caso de prejuízo, as parcelas serão positivas para fatores e negativa para produtos.

Todos os valores e preços foram deflacionados para dezembro de 2000 pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

A amostra trabalhada continha um total de 694 observações aproveitadas (157 para 1975, 179 para 1980, 214 para 1985, e 144 para 1995).

IV. Resultados e Discussão

Estimando-se o modelo pelo método SUR é possível obter os resíduos e parâmetros espaciais que servirão de base para o modelo SUR Espacial e para o teste de efeitos espaciais.

No SUR tradicional, a maior parte dos parâmetros são estatisticamente significativos a 10% de significância. Os valores dos coeficientes para a equação de parcela de fertilizantes são obtidos residualmente pelas restrições de homogeneidade⁹.

As condições de monotonicidade foram satisfeitas globalmente nas parcelas estimadas médias, positivas para produtos e negativas para fatores: 20,03% para arroz; 5,12% para feijão; 13,07 para milho; 10,84% para soja; 68,78% para bovinos; 18,88% para leite; -17,04% para mão-de-obra contratada; -3,13% para terra arrendada; -5,73% para óleo diesel; e -10,82% para fertilizantes. Os coeficientes dos fatores fixos foram estatisticamente significativos em sua grande parte.

Os resíduos obtidos neste sistema estimado tradicional, bem como a matriz de variância-covariância resultante, foram utilizados para a análise da dependência espacial conforme exposto nos modelos teórico e analítico.

Construíram-se matrizes de ponderação para cada ano individualmente, e ainda, uma matriz com as 694 observações que poderia ser vista como possuindo a diagonal principal composta pelas matrizes de cada ano.

A partir dos resíduos da estimação do SUR tradicional (e), e com a matriz de ponderação para os quatro censos, foram calculados os resíduos transformados espacialmente (We), permitindo obter os gráficos de We x e, que fornecem uma idéia intuitiva da presença ou não de efeitos espaciais nos erros. A inclinação de cada linha de tendência é um indicador provisório do parâmetro espacial para aquele produto. Assim, quanto maior a inclinação positiva da reta tendência, maior é a indicação de autocorrelação espacial positiva. Para exemplificar, veja o Gráfico 1.

⁹ Os resultados da estimação pelo SUR tradicional não foram apresentados por limitações de espaço. Os interessados poderão obtê-las solicitando aos autores.

Os produtos possuem uma indicação bastante favorável à presença de autocorrelação espacial positiva nos erros, sendo bastante pronunciada para feijão e milho, cujos respectivos valores foram 0,91, e 1,02. Arroz, soja, e bovinos apresentam valores entre 0,45 e 0,81, e provavelmente estes efeitos estão associados às características de solo e tecnologia específicos de cada região. Todas as inclinações estimadas para os produtos foram estatisticamente significativas a 1% de confiança.

Para os fatores produtivos, a indicação de dependência espacial nos erros é pequena, sendo muito baixa para mão-de-obra contratada (0,30), terra arrendada (0,35) e para óleo diesel (0,03). Para os dois primeiros, a inclinação foi estatisticamente significativa a 5%, mas para óleo diesel não foi estatisticamente diferente de zero.

O baixo valor do parâmetro para mão-de-obra contratada é consistente com a idéia de baixa mobilidade deste fator, ou ainda, pelo fato dos fatores produtivos estarem menos susceptíveis às características geoclimáticas. Os produtores podem decidir pela aquisição de fatores produtivos independentemente do que ocorre nas localidades vizinhas. Para terra arrendada, as barreiras ao acesso a terra, as características específicas do mercado de terra, com presença de grandes propriedades, e as características especulativas afetam o modelo.

Esta mesma análise pode ser realizada separando os resíduos para cada estado e para cada ano, entretanto os resultados mais interessantes, e que aqui são apresentados, são aqueles para cada estado (Tabela 1). Alterações substanciais nas indicações de efeitos espaciais nos resíduos são observadas, o que indica uma grande heterogeneidade entre as áreas estudadas.

Em geral, para as quatro culturas temporárias, existem fortes indicações de dependência espacial nos resíduos para o Centro-Oeste como um todo, embora existam fracos indícios para feijão no Mato Grosso. Os elevados valores para culturas em geral no Centro-Oeste podem ser explicados em parte pelo nível tecnológico desta região, com elevadas produtividades principalmente para milho e soja (Mattoso et al., 2001; Melo Filho et al., 2001). O feijão é pouco produzido no MT, e em 85, a parcela média de lucro correspondeu a menos de 2%, e representou

em média 2,78% do valor da produção agrícola total do estado no período 1975-95.

Acredita-se que os valores baixos para mão-de-obra contratada e óleo diesel, em MS e GO, estejam relacionados às menores ligações entre os mercados, fato este que deve ser objeto de estudo em pesquisas específicas de estrutura e desempenho da cadeia produtiva.

De modo geral, Mato Grosso apresentou inclinações positivas altas para as culturas, bovinos e leite, e baixa para terra arrendada. O feijão, com baixa relação neste estado, possuía pequena participação individual no valor da produção agrícola, sempre inferior a 3,5%, à de 1980 e 1985. Suas relações de preços e quantidades produzidas devem estar sujeitas apenas aos incentivos de mercado e sem interligações entre as localidades. As análises de resposta da produção para os três estados deverão ser cautelosas, pois existem evidências de dependência espacial em vários produtos.

Como Haining (1990) observa, em presença de autocorrelação espacial, que as estatísticas oriundas de mínimos quadrados não são as melhores para a relação entre (e) e (We). Assim, estas inclinações devem ser vistas com cautela, pois em presença de autocorrelação espacial positiva as mesmas estarão superestimadas.

Como espera-se que os parâmetros espaciais estejam no intervalo entre $-1/\omega_{\min}$ e $1/\omega_{\max}$ (autocorrelação negativa e positiva perfeitas), estas inclinações servem apenas como uma primeira idéia sobre o fenômeno, e estas indicações devem ser confirmadas com o teste formal de presença de autocorrelação espacial nos erros, conforme descrito no modelo analítico.

O teste de dependência espacial nos resíduos do modelo SUR é realizado por meio de uma estatística de razão de verossimilhança nos resíduos do modelo tradicional. O teste estatístico obtido foi $LM = 366,336$, com distribuição χ^2 com 9 graus de liberdade, significativo a 1%, não permitindo aceitar a hipótese de que os parâmetros espaciais conjuntamente são nulos (H_0 : todos os $\lambda_i = 0$).

Estimou-se o modelo SSUR (SUR Espacial) iterativo conforme procedimento descrito no modelo analítico. A programação desta

estimação está baseada em Reis, Guzman e Pimentel (1995), adaptada para o software Eviews[®].

O modelo consiste de dez equações estimadas, num total de 150 parâmetros do sistema padrão sem homogeneidade e simetria nos parâmetros. Impondo-se estas restrições ao sistema, resultam nove equações, e o número de parâmetros estimados reduziu-se para 90, mais os parâmetros espaciais (9), totalizando 99 parâmetros estimados. Os parâmetros da equação de fertilizantes são obtidos residualmente das restrições de homogeneidade e simetria na função de lucro. Os resultados para o modelo SSUR encontram-se na Tabela 2.

Os valores das estimativas da Tabela 2 em geral são estatisticamente significativos ao nível de 10% de confiança. Observa-se que os parâmetros dos fatores fixos foram, em grande parte, estatisticamente significativos, revelando a importância dos mesmos na resposta da produção.

Os parâmetros espaciais foram em grande parte próximos à unidade, indicando autocorrelação espacial positiva quase perfeita, conforme a Tabela 3. O modelo não oferece estatísticas quanto à significância dos parâmetros espaciais, limitando a análise.

O comportamento de alta autocorrelação espacial positiva nos produtos, sempre acima de 0,91, demonstra forte influência de outros fatores não incluídos no modelo, afetando os resíduos exclusivamente pela localização. O relevo, o tipo de solo, a precipitação, a temperatura, a altitude, a longitude e a latitude são alguns dos fatores altamente específicos da localização que podem causar estes efeitos. Outros fatores podem ser erros de mensuração, fortes ligações dos mercados com os vizinhos, e formato da coleta dos dados com divisões em áreas que não correspondem às áreas de influência dos fenômenos estudados.

Os fatores mão-de-obra contratada e terra arrendada apresentam valores um pouco menores mas com autocorrelação espacial positiva nos resíduos. Este comportamento já era esperado, em parte pela característica de contratar empregados e alugar terra independentemente de características geográficas.

Apenas no caso do óleo diesel observa-se uma ausência de efeitos espaciais nos resíduos, pela presença de mercados imperfeitos na distribuição e comercialização, e facilidade no armazenamento do produto, fatores que, de modo geral, independem das características clima, temperatura, relevo, e outras características que poderiam estar afetando os resíduos.

Uma vez que o modelo prevê parâmetros espaciais para cada equação e para a região como um todo, ou seja, sem separar por estados, não é possível comparar os efeitos espaciais nos resíduos para cada estado separadamente. Aperfeiçoamentos do modelo poderão ser realizadas posteriormente para se obter tais resultados.

A monotonicidade da função de lucro para as parcelas estimadas médias é satisfeita para feijão, milho, bovinos e leite entre os produtos, e mão-de-obra contratada, terra arrendada e óleo diesel entre os fatores. Para arroz, soja e fertilizantes esta restrição é violada. Isto é uma deficiência do modelo função de lucro translog, que nem sempre satisfaz as condições de monotonicidade globalmente. Esta propriedade será verificada para pontos locais.

Analisa-se áreas específicas e suas elasticidades. As áreas mínimas comparáveis (AMC) foram selecionadas com base nas áreas alvo dos programas de desenvolvimento dos cerrados (PRODECER E POLOCENTRO): no MS, as áreas de Bodoquena, Campo Grande, e Três Lagoas; no MT, áreas de Cáceres e Cuiabá; e em GO, áreas de Campo Alegre de Goiás e Rio Verde. Apresentam-se aqui os resultados apenas para Rio Verde-GO, mas os demais resultados poderão ser obtidos em Figueiredo (2002).

No estado de Goiás, a AMC Rio Verde é composta pelos municípios de Castelândia, Montividiu, Rio Verde e Santo Antônio da Barra. Rio Verde foi contemplado por recursos do POLOCENTRO. É uma região que vem expandindo as áreas cultivadas com grãos, e também a produção de leite (Rio Verde passou de 35 mil litros de leite, em 1985, para 52,6 mil litros, em 1996) (Calegar, 2001). A produção de milho de Rio Verde também é destaque no estado, com uma produtividade em torno dos 6 mil Kg/hectare, em 1997 (Mattoso et al., 2001). As elasticidades parciais de substituição são apresentadas na Tabela 4.

Com exceção de soja e fertilizantes, todos os demais produtos e fatores apresentaram elasticidades-preço diretas com sinais coerentes com a teoria econômica. Fertilizantes apresenta elasticidade próxima de zero e suspeita-se da significância estatística deste valor. Os produtores respondem às alterações nos preços de arroz, feijão, milho, bovinos e leite, sendo que o expressivo valor para leite (7,78) explica parte da grande expansão no volume produzido de leite nos últimos anos da amostra.

Soja mostrou-se substituta de arroz e milho, mas complementar ao feijão. Arroz, milho e feijão são substitutos entre si. Na oferta de bovinos, observam-se relações de substituição com todos os demais produtos. Na de leite, este é complementar de arroz e milho.

O fator óleo diesel se apresenta complementar nas demandas dos demais fatores, enquanto fertilizantes é substituto nas demais demandas de fatores. O uso dos fatores em geral é regressivo com os preços de arroz e bovinos.

A oferta de produtos em geral é regressiva com os preços de terra arrendada e de fertilizantes. Este resultado é coerente com a idéia de que as culturas são utilizadas com tecnologia dependente destes fatores.

De modo geral, avaliando as sete regiões selecionadas, tem-se substituição entre arroz, feijão e milho, e algumas complementaridades entre milho e leite. Os resultados para soja na maioria dos casos foram ruins e não coerentes com a teoria, o que sugere que o modelo seja melhorado em termos de captar a realidade das regiões que produzem este produto.

Entre os fatores, ocorreu complementaridade entre terra arrendada e óleo diesel. Este resultado é bastante razoável ao imaginar a expansão da agricultura brasileira e no Centro-Oeste com vieses para tecnologias intensivas em capital, como mostram Santos (1986) e Flores et al. (1987). As demais relações entre fatores são, de modo geral, de substituição.

A produção de bovinos em muitas regiões é preponderante, o que deve conduzir a estimativas de menor qualidade para as culturas. Como o modelo tem estimativas de parâmetros para o conjunto das observações,

as ausências de produção podem estar prejudicando o modelo, distorcendo os sinais de mercado e a resposta dos produtores.

A análise em termos de localização evidencia resíduos com valores mais próximos para culturas em regiões vizinhas. Como as culturas são muito dependentes das características geoclimáticas, este resultado não surpreende. Além disto, os mercados de grãos e bovinos têm expandido consideravelmente no Centro-Oeste, e a dinâmica regional requer maiores informações da produção agrícola recente da região.

Existem efeitos espaciais nos resíduos, e os produtores respondem às alterações nos preços de produtos e fatores. Entretanto, a análise em termos das parcelas médias estimadas mostrou não ser a mais adequada, dada a heterogeneidade entre as áreas analisadas. A análise individualizada foi realizada, observando as características específicas de cada AMC, e os resultados mostraram-se satisfatórios.

V. Comentários Finais

Existem evidências estatísticas da interdependência entre os municípios do Centro-Oeste. O planejamento e a condução de políticas regionais de incentivo à produção agrícola devem considerar a interdependência espacial como um fator que altera os resultados da política. É uma interferência entre o que ocorre em uma localidade e o que ocorre em seus vizinhos.

Os produtos com efeitos espaciais mais pronunciados foram feijão, milho e leite para o Centro-Oeste. Entretanto, a análise deve ser aprofundada para considerar os efeitos de cada estado individualmente, principalmente no caso de Mato Grosso do Sul e Mato Grosso para milho e soja, e Goiás para feijão e milho. Tal análise requer alterações no modelo analítico que deverão ser implementadas futuramente.

Ocorreram altas autocorrelações espaciais positivas nos produtos, com parâmetros espaciais sempre acima de 0,91, inclusive para bovinos. Isto demonstra forte influência de outros fatores não incluídos no modelo, afetando os resíduos exclusivamente pela localização.

Como o modelo considera apenas a dependência espacial nos resíduos, um segundo passo para a pesquisa deve ser a análise de efeitos

espaciais em variáveis explicativas e também nas dependentes. Tal procedimento poderá auxiliar na explicação da propagação de preços entre localidades, que podem sofrer de efeitos exclusivos da localização.

O modelo ainda apresenta limitações para a análise de cada estado separadamente, ou ainda para cada ano separadamente, que sugere amplas investigações na pesquisa em econometria espacial. Outras limitações estão relacionadas à disponibilidade dos dados, que em muitos casos não permite obter uma série temporal de preços, prejudicando a incorporação de expectativas de preços no modelo.

A estimação do sistema multiequacional com dados de seção cruzada e série temporal, com um número diferente de observações a cada ano, incorporando os efeitos espaciais foi uma contribuição válida para a economia aplicada e futuras análises de políticas devem ter em conta os efeitos espaciais para a formulação e atuação em programas de desenvolvimento regional. Os efeitos espaciais neste estudo foram muito importantes, alterando de forma decisiva as elasticidades calculadas, e mostrando que todos produtos analisados sofrem destes efeitos de localização.

VI. Referências Bibliográficas

ANDRADE, M.C. *de. Espaço, polarização & desenvolvimento: uma introdução à economia regional*. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1987. 120p.

ANSELIN, L. *Estimation methods for spatial autoregressive structures: a study in spatial econometrics*. Ithaca, NY: Cornell University, 1980. 273 p. (Regional Science Dissertation & Monograph Series 8).

ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988a. 284 p. (Studies in operational regional science).

ANSELIN, L. *A test for spatial autocorrelation in seemingly unrelated regressions*. Economics Letters, vol.28, n.4, 1988b, pp. 335-341.

ANSELIN, L. *Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis*. Journal of Regional Science, vol.30, n.2, May. 1990, pp. 185-207.

ANSELIN, L. *Spatial econometrics*. In: BALTAGI, B. (ed.), *Companion to Econometrics*, Oxford: Basil Blackwell, 1999. (versão preliminar: April 26, 1999, www.uiuc.edu/unit/real).

ANSELIN, L.; BERA, A.K. *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*. In: ULLAH, A.; GILES, D.E. (eds.), *Handbook of applied economic statistics*, Giles: Marcel Dekker, 1998. pp. 237-289. (mimeo.)

ARBIA, G. *Spatial data configuration in statistical analysis of regional economic and related problems*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1989. (Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, Vol. 14).

BALTAGI, B.H.; LI, D. *Prediction in the panel data model with spatial correlation*. Texas A&M University, May, 1999. 17p. (mimeo.).

CALEGAR, G.M. *Competitividade dos produtos lácteos no estado de Goiás*. In: VIEIRA, R de C.M.T.; TEIXEIRA FILHO, A.R.; OLIVEIRA, A.J. de; LOPES, M.R. (eds.). *Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade*. Brasília: Embrapa/FGV, 2001. pp. 207-238.

CHRISTENSEN, L.R.; JORGENSON, D.W.; LAU, L.J. *Transcendental logarithmic production frontiers*. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 55, n.1, Feb., 1973. pp. 28-45.

FIGUEIREDO, A.M.R. *Resposta da produção agrícola aos preços no Centro-Oeste brasileiro: uma análise de econometria espacial para o período 1975-1995/1996*. Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2002. 205p. (mimeo.).

FLORES, M.X.; LIMA, J.E. de; LEITE, C.A.M.; CAMPOS, A.C. *Características estruturais da produção agrícola e mudança tecnológica na região dos cerrados*. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 25, no.4, 1987. pp. 445-455.

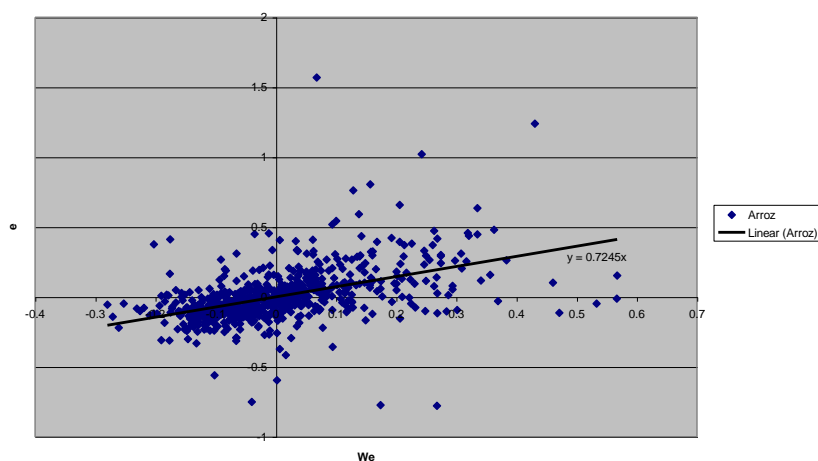
HAINING, R. *Spatial data analysis in the social and environmental sciences*. New York: Cambridge University Press, 1990. 409p.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1985. 506p.

LESAGE, J.P. *Spatial econometrics*. University of Toledo, May, 1999. 290p. (mimeo.).

- MATTOSO, M.J.; LOPES, M.R.; VIEIRA, R. de C.M.T.; OLIVEIRA, A.J. de; LIMA FILHO, J.R. de; SANTOS FILHO, J.I. dos. *Cadeia produtiva do milho*. In: VIEIRA, R de C.M.T.; TEIXEIRA FILHO, A.R.; OLIVEIRA, A.J. de; LOPES, M.R. (eds.). *Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade*. Brasília: Embrapa/FGV, 2001. pp.321-333.
- MELO FILHO, G.A. de; RICHETTI, A.; VIEIRA, R de C.M.T.; OLIVEIRA, A.J. de; LOPES, M.R. *Cadeia produtiva do algodão: eficiência econômica e competitividade no Centro-Oeste*. In: VIEIRA, R de C.M.T.; TEIXEIRA FILHO, A.R.; OLIVEIRA, A.J. de; LOPES, M.R. (eds.). *Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade*. Brasília: Embrapa/FGV, 2001. pp. 59-75.
- REIS, E.J.; GUZMAN, R.M.; PIMENTEL, M. ACE/SAS: *procedimentos computacionais para a análise de autocorrelação espacial – manual explicativo*. Rio de Janeiro: IPEA. Maio, 1995. 44p. (mimeo.)
- SANTOS, R.F. dos. *Presença de vieses de mudança técnica na agricultura brasileira*. São Paulo: IPE/USP, 1986. 176p. (Ensaio Econômico, 63).
- SCKOKAI, P.; MORO, D. *Direct separability in multi-output technologies: an application to the Italian agricultural sector*. European Review of Agricultural Economics, vol. 23, 1996, pp.95-116.
- VAYÁ, E.; LÓPEZ-BAZO, E.; MORENO, R.; SURINACH, J. *Growth and externalities across economies: an empirical analysis using spatial econometrics*. In: ANSELIN, L.; FLORAX, R., *Advances in spatial econometrics*. Heidelberg: Springer-Verlag, 2001. 29p. (mimeo.).
- ZALOSHNIJA, E.X. *Analysis of agricultural production in Albania: prospects for policy improvement*. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1997. (Ph.D. thesis). 241p.
- ZELLNER, A. *An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias*. Journal of the American Statistical Association, vol.57, Issue 298, Jun., 1962. pp. 348-368.

GRÁFICO 1. Resíduos transformados espacialmente versus resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional – arroz, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, 1975-1995.



Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 1. Análise das inclinações dos resíduos do SUR contra suas defasagens espaciais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, 1975-1995*.

Equação	MS	MT	GO	Centro-Oeste
Arroz	0,70 ⁺	0,69 ⁺	0,75 ⁺	0,72 ⁺
Feijão	0,76 ⁺	0,43 ⁺	1,00 ⁺	0,91 ⁺
Milho	0,98 ⁺	0,97 ⁺	1,03 ⁺	1,02 ⁺
Soja	0,95 ⁺	0,92 ⁺	0,63 ⁺	0,81 ⁺
Bovinos	0,34 ⁺	0,69 ⁺	0,45 ⁺	0,45 ⁺
Leite	1,00 ⁺	0,68 ⁺	0,77 ⁺	0,79 ⁺
Mão-de-obra contratada	0,06	0,56 ⁺	0,31 ⁺	0,30 ⁺
Terra arrendada	0,91 ⁺	0,28	0,30	0,35 ⁺
Óleo diesel	0,01	0,76 ⁺	-0,03	0,03

Fonte: Dados da pesquisa.

* Os valores referem-se à inclinação da equação aproximada $e = \lambda We + u$, u é um ruído branco.

⁺ Estatisticamente significativos a 5% de confiança.

TABELA 2. Estimativas do sistema de parcelas de lucros pelo SSUR nas variáveis espacialmente transformadas, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, 1975-1995.

Equação*	Variáveis											soma
	Cte,	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr	
Sar	0,004 (0,309)	0,122 (2,734) ⁺	-0,020 (-1,724) ⁺	-0,035 (-1,439)	-0,020 (-0,918)	-0,101 (-3,373) ⁺	0,006 (0,237)	0,016 (1,228)	0,019 (3,133) ⁺	0,025 (1,894) ⁺	-0,012	0,000
Sfe	0,001 (0,397)		0,018 (2,626) ⁺	-0,002 (-0,273)	0,008 (1,110)	-0,010 (-0,926)	-0,009 (-0,971)	-0,004 (-0,877)	0,006 (2,863) ⁺	0,012 (2,020) ⁺	0,001	0,000
Smi	0,006 (0,581)			0,077 (3,100) ⁺	-0,029 (-1,783) ⁺	-0,030 (-1,335)	0,040 (2,288) ⁺	0,001 (0,077)	0,003 (0,432)	-0,015 (-1,227)	-0,010	0,000
Sso	-0,008 (-1,050)				0,014 (0,585)	-0,012 (-0,488)	-0,010 (-0,653)	0,025 (2,055) ⁺	0,012 (2,135) ⁺	0,007 (0,950)	0,004	0,000
Sbv	-0,015 (-0,445)					0,202 (4,742) ⁺	-0,105 (-4,880) ⁺	0,015 (0,807)	-0,009 (-1,206)	0,026 (2,204) ⁺	0,023	0,000
Sle	0,003 (0,395)						0,034 (1,369)	0,031 (3,117) ⁺	-0,009 (-2,065) ⁺	-0,011 (-1,103)	0,033	0,000
Snc	-0,076 (-1,244)		Simétrica					-0,041 (-2,238) ⁺	-0,009 (-1,607)	-0,005 (-0,927)	-0,028	0,000
Sfe	0,017 (0,599)								-0,004 (-1,146)	0,006 (2,162) ⁺	-0,014	0,000
Sds	-0,237 (-2,120) ⁺									-0,038 (-2,597) ⁺	-0,007	0,000
Sfr	1,304										0,010	0,000
Soma	1,000											

Fonte: Dados da pesquisa.

* Si e Pi indicam parcelas e preços para i = arroz (ar); feijão (fe); milho (mi); soja (so); bovinos (bv); leite (le); mão-de-obra contratada (mc); terra arrendada (te); óleo diesel (ds); e fertilizantes (fr). Fatores fixos: mão-de-obra familiar (Lmf); terra própria disponível (Ltp); estoque de tratores (Ltr); e estoque de bovinos (Lbv).

** Os valores entre parênteses são as estatísticas t-Student;

+ estatisticamente significativo a 10%.

(continua)..

(continuação)

TABELA 2. Estimativas do sistema de parcelas de lucros pelo SSUR nas variáveis espacialmente transformadas, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, 1975-1995.

Equação*	Variáveis Fixas			
	Lmf	Ltp	Ltr	Lbv
Sar	0,030 (2,817) ⁺	0,130 (6,854) ⁺	0,071 (6,008) ⁺	-0,229 (-12,002) ⁺
Sfe	0,026 (7,805) ⁺	0,031 (5,018) ⁺	0,000 (0,020)	-0,059 (-9,656) ⁺
Smi	0,031 (2,912) ⁺	0,012 (0,915)	0,049 (4,110) ⁺	-0,096 (-5,566) ⁺
Sso	-0,014 (-1,330)	0,034 (1,695) ⁺	0,121 (10,073) ⁺	-0,120 (-6,122) ⁺
Sbv	-0,068 (-4,479) ⁺	-0,133 (-6,375) ⁺	-0,115 (-6,896) ⁺	0,287 (11,485) ⁺
Sle	0,058 (6,892) ⁺	-0,064 (-4,883) ⁺	0,013 (1,355)	-0,015 (-1,042)
Smc	-0,045 (-3,336) ⁺	0,021 (3,484) ⁺	-0,033 (-2,244) ⁺	0,074 (3,901) ⁺
Ste	-0,013 (-2,340) ⁺	0,003 (1,350)	-0,015 (-2,661) ⁺	0,031 (4,045) ⁺
Sds	-0,002 (-0,434)	-0,001 (-0,472)	-0,031 (-7,904) ⁺	0,032 (6,346) ⁺
Sfr	-0,004	-0,033	-0,060	0,094
Soma	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

* Si e Pi indicam parcelas e preços para i = arroz (ar); feijão (fe); milho (mi); soja (so); bovinos (bv); leite (le); mão-de-obra contratada (mc); terra arrendada (te); óleo diesel (ds); e fertilizantes (fr). Fatores fixos: mão-de-obra familiar (Lmf); terra própria disponível (Ltp); estoque de tratores (Ltr); e estoque de bovinos (Lbv).

** Os valores entre parênteses são as estatísticas t-Student;

⁺ estatisticamente significativo a 10%.

TABELA 3. Parâmetros espaciais estimados pelo modelo SSUR Iterativo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, 1975-1995.

Equações	Arroz	Feijão	Milho	Soja	Bovinos	Leite	Mão-de-obra Contratada	Terra Arrendada	Óleo Diesel
λ^*	0,969	0,999	0,999	0,988	0,917	0,999	0,708	0,683	-0,009

Fonte: Dados da pesquisa.

* λ é o parâmetro de autocorrelação espacial nos resíduos.

TABELA 4. Elasticidades parciais de substituição médias para a área mínima comparável Rio Verde-GO, 1975-1995.

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	0.513	-0.222	-0.375	-0.136	-1.241	0.080	0.102	0.207	0.200	0.874
Sfe	-1.387	0.345	-0.147	0.662	-0.757	-0.628	-0.337	0.387	0.780	1.082
Smi	-1.081	-0.067	1.616	-0.881	-1.077	1.361	-0.052	0.072	-0.578	0.687
Sso	-0.132	0.104	-0.293	-0.746	-0.191	-0.096	0.195	0.120	-0.010	1.050
Sbv	-1.443	-0.130	-0.427	-0.081	1.999	-1.575	0.143	-0.155	0.307	1.362
Sle	1.524	-2.265	10.328	-2.449	-26.969	7.783	7.903	-2.425	-2.914	9.483
Smc	-0.152	0.069	0.017	-0.283	-0.288	-0.457	-0.458	0.123	-0.006	1.434
Ste	-1.362	-0.406	-0.172	-0.838	0.614	0.717	0.619	-0.717	-0.540	2.085
Sds	-0.226	-0.136	0.215	0.004	-0.393	0.153	-0.013	-0.095	-0.609	1.099
Sfr	0.075	0.017	0.021	0.097	-0.040	0.047	-0.110	-0.033	-0.096	0.021

Fonte: Dados da pesquisa.

*Si e Pi indicam parcelas e preços para i = arroz (ar); feijão (fe); milho (mi); soja (so); bovinos (bv); leite (le); mão-de-obra contratada (mc); terra arrendada (te); óleo diesel (ds); e fertilizantes (fr).