

ADRIANO MARCOS RODRIGUES FIGUEIREDO

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

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2002

ADRIANO MARCOS RODRIGUES FIGUEIREDO

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

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

APROVADA: 21 de fevereiro de 2002.

Ricardo Pereira Reis

Marcelo José Braga

Wilson da Cruz Vieira

João Eustáquio de Lima
(Conselheiro)

Erly Cardoso Teixeira
(Orientador)

A Deus, Jesus e Nossa Senhora.

A meus pais Elio e Renilda.

A meu irmão Hélio Márcio, à cunhada Giselle e à sobrinha Carla.

AGRADECIMENTO

Ao professor orientador Eryl Cardoso Teixeira, que, em todos os momentos, me transmitiu palavras animadoras e incentivadoras para que eu continuasse os trabalhos e realizasse o doutorado-sanduiche na Universidade da Califórnia, em Riverside, tornando-se um verdadeiro amigo no decorrer deste curso.

Ao professor conselheiro Steven Helfand, que me recebeu na Universidade da Califórnia, em Riverside, apoiou-me e auxiliou-me nas discussões durante o doutorado-sanduiche e continuou contribuindo para a execução desta pesquisa.

Ao professor conselheiro João Eustáquio de Lima, por todas as sugestões, como debatedor, no seminário de tese, pela transmissão dos conhecimentos, pelo auxílio nos complicados procedimentos econométricos e pelas palavras de apoio.

Ao professor conselheiro Antônio Carvalho Campos, que, em todos os momentos, esteve sempre presente, dando-me força, disciplina e elucidando a condução das idéias, antes, durante e depois da pesquisa.

Aos membros da banca de defesa, que aceitaram a tarefa de avaliar este trabalho.

Aos professores José Maria, Maurinho, Danilo, Wilson, Sebastião e aos demais professores do Departamento de Economia Rural.

Aos professores Aman Ullah, Chang Kon Choi e Rítzar Arlegi, pelos conselhos amigos e profissionais durante o período do doutorado-sanduíche.

À Sandra Cristina de Moura Bonjour, que soube me dar força, sempre presente em todos os momentos difíceis e auxiliando-me durante o árduo caminho percorrido.

Ao amigo Ângelo Costa Gurgel, que, além dos auxílios intelectuais, também ofereceu sua mão amiga em todas as fases deste doutorado.

Aos amigos que, tantas vezes, apoiaram-me e ajudaram-me a continuar na estrada, Roberto Faria, Henrique Mata, Mayra Bitencourt, Brício Reis, Fernando Agra, Adriana Ferreira, Viviani Lírio, Emanuel Caloête, Luiz Alves, Oswaldo Kameyama, José Carlos Moraes Júnior, Amy Ickowitz, Savvina Chowdhury, Carlos Luzardo e Ednaldo Michellon e família.

Aos demais amigos do mestrado e doutorado do Departamento de Economia Rural.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural - Graça, Ruço, Tedinha, Ariadne, Rosângela, Carminha, Brilhante e Rita.

Aos Departamentos de Economia Rural da UFV e de Economia da Universidade da Califórnia, em Riverside, que me permitiram, por meio de seu aparato educacional, a obtenção deste conhecimento.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos mediante Programa de Doutorado no país com Estágio no Exterior, e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo apoio financeiro.

Ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA-RJ) e a seus pesquisadores, pelo auxílio na obtenção dos dados desta pesquisa e na discussão dos resultados.

BIOGRAFIA

ADRIANO MARCOS RODRIGUES FIGUEIREDO, filho de Elio José de Figueiredo e Renilda Rodrigues Figueiredo, nasceu em Campo Grande, Mato Grosso do Sul, em 08 de abril de 1972.

Em agosto de 1993, concluiu o curso de Engenharia Civil na Universidade Federal de Mato Grosso do Sul.

Em dezembro de 1993, concluiu o curso de Ciências Econômicas na Universidade Católica Dom Bosco, colando grau em abril de 1994.

No período de 1991 a 1993, trabalhou como diretor de Relações Públicas na Construtora São Marcos Ltda., e, de 1994 a 1997, foi diretor técnico e responsável técnico nesta mesma empresa.

No período de 1995 a 1996, foi coordenador do Conselho Fiscal da Cooperativa Mista dos Produtores de Leite da Região Centro-Sul (COOMLEITE).

Em 1997, iniciou o curso de Mestrado em Economia Rural, na Universidade Federal de Viçosa, com transferência direta para o curso de Doutorado em Economia Aplicada (anteriormente chamado de Economia Rural), sem defesa de tese de Mestrado.

No período de 1.º de setembro de 2000 a 31 de agosto de 2001, participou do Programa de Doutorado no país com Estágio no Exterior (PDEE –

Doutorado-Sanduiche) no Departamento de Economia da Universidade da Califórnia, em Riverside.

Em 21 de fevereiro de 2002, defendeu tese de Doutorado em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	x
LISTA DE FIGURAS	xiii
RESUMO	xvi
ABSTRACT	xviii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. A agricultura brasileira pós- 1950	1
1.2. Características da agropecuária no Centro-Oeste	12
1.3. O problema e sua importância	18
1.4. Objetivos	25
2. REFERENCIAL TEÓRICO	26
2.1. Modelos de desenvolvimento agrícola	27
2.1.1. Modelo de difusão	27
2.1.2. Modelo de inovação induzida	28

	Página
2.1.3. Modelo de pólos de crescimento	30
2.2. A resposta da produção agrícola	33
2.2.1. Dualidade na teoria da firma	33
2.2.2. Escolha da forma funcional	37
2.2.3. Parcelas de lucro e elasticidades	41
2.2.4. Algumas aplicações da dualidade na função de lucro	45
2.3. Teoria de econometria espacial	51
2.3.1. Econometria espacial	54
2.3.2. A matriz de ponderação espacial	57
2.3.3. Operador de defasagem espacial	60
2.3.4. SUR espacial	63
2.3.5. Alguns estudos com métodos espaciais	69
3. MODELO ANALÍTICO	75
3.1. Teste de dependência espacial	76
3.2. O modelo espacial de parcelas de lucros	79
3.3. Características dos dados	84
4. ANÁLISE E RESULTADOS	92
4.1. Análise e teste de presença de dependência espacial	95
4.2. Estimação do modelo SSUR (SUR espacial)	107
4.3. Elasticidades-preço diretas de produtos e de fatores e elasticidades-parciais de substituição - ponto médio	111
4.4. Elasticidades para localidades específicas	114

	Página
5. RESUMO E CONCLUSÕES	133
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	138
APÊNDICES	148
APÊNDICE A	149
APÊNDICE B	154
APÊNDICE C	157
APÊNDICE D	159
APÊNDICE E	169
APÊNDICE F	177

LISTA DE TABELAS

		Página
1	Principais formas funcionais em economia da produção	39
2	Matriz binária de contigüidade de primeira ordem, para dados em grade (regra da "torre")	60
3	Estimativas do sistema de parcelas de lucros pelo SUR para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	93
4	Elasticidades-parciais de substituição do sistema de parcelas de lucros pelo SUR para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	96
5	Características das matrizes de vizinhança anuais para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	97
6	Análise das inclinações da tendência dos resíduos do SUR contra suas defasagens espaciais para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	105
7	Estimativas do sistema de parcelas de lucros pelo SSUR nas variáveis espacialmente transformadas para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	108

8	Parâmetros espaciais estimados pelo modelo SSUR iterativo para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	109
9	Elasticidades-parciais de substituição médias para o Centro-Oeste brasileiro, de 1975 a 1995	112
10	Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Bodoquena-MS, de 1975 a 1995	115
11	Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Campo Grande-MS, de 1975 a 1995	118
12	Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Três Lagoas-MS, de 1975 a 1995	121
13	Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Cáceres-MT, de 1975 a 1995	123
14	Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Cuiabá-MT, de 1975 a 1995	125
15	Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Rio Verde-GO, de 1975 a 1995	128
16	Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Campo Alegre de Goiás-GO, de 1975 a 1995	130
1A	Evolução da mão-de-obra contratada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995	149
2A	Evolução da mão-de-obra familiar nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995	150
3A	Evolução do número de tratores nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em cavalos-vapor, de 1970 a 1995	150
4A	Área total utilizada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995	151
5A	Área total de lavouras e pastagens nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995	151

	Página
6A	Rebanho bovino nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em unidades-animais, de 1970 a 1995 152
7A	Rendimento das principais lavouras nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em kg/ha, 1985-1995/1996 152
8A	Coefficientes técnicos para ponderação do número de animais, em unidades-animais (U.A.) 153
1F	Conectividade entre as localidades para o Centro-Oeste 177

LISTA DE FIGURAS

	Página
1	Evolução da mão-de-obra contratada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995 13
2	Evolução da mão-de-obra familiar nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995 14
3	Evolução do número de tratores nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em cavalos-vapor, de 1970 a 1995 15
4	Evolução da área total de terra utilizada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995 15
5	Área total de lavouras e pastagens nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995 16
6	Rebanho bovino nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em unidades-animais, de 1970 a 1995 17
7	Rendimento das principais lavouras nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em kg/ha, 1985-1995/1996 17
8	Ilustração da dependência espacial surgida pela delimitação geográfica 56

9	Representação das regras de contigüidade de primeira e segunda ordem, num mapa regular de localização	58
10	Esquema de identificação dos elementos	59
11	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - arroz, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995 ...	98
12	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - feijão, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995 ...	99
13	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - milho, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995 ...	99
14	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - soja, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995 ...	100
15	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - bovinos, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	100
16	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - leite, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995 ...	101
17	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - mão-de-obra contratada, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	102
18	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - terra arrendada, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	103

19	Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - óleo diesel, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995	103
----	---	-----

RESUMO

FIGUEIREDO, Adriano Marcos Rodrigues, D.S., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2002. **Resposta da produção agrícola aos preços no Centro-Oeste brasileiro: uma análise de econometria espacial para o período 1975-1995/1996.** Orientador: Erly Cardoso Teixeira. Conselheiros: Antônio Carvalho Campos, João Eustáquio de Lima e Steven M. Helfand.

A influência de uma localidade sobre os municípios vizinhos é sempre vista com interesse, pois gera uma interdependência nas regiões em estudo. Assim, necessita-se saber como a localização afeta a resposta da produção agrícola às alterações de preços ou de políticas públicas. O objetivo geral deste trabalho é determinar a importância dos efeitos e inter-relações decorrentes da localização geográfica para a resposta da produção agrícola aos preços, na região Centro-Oeste, no período de 1975-1995/1996. Especificamente, pretende-se avaliar os efeitos espaciais sobre demanda de fatores e oferta de produtos e a importância dos preços dos fatores e preços dos produtos para a resposta à produção agrícola no Centro-Oeste brasileiro. Este estudo contribui para a literatura econômica, ao conciliar um modelo de função de lucro translog com efeitos de dependência espacial nos resíduos do sistema de parcelas de lucros. A estimação baseia-se na literatura da econometria espacial, utilizando-se o método de equações aparentemente não-relacionadas com erros espacialmente

correlacionados. 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. Isto demonstra a influência de outros fatores não incluídos no modelo, os quais afetam os resíduos, exclusivamente, pela localização. Comparando-se os resultados do modelo tradicional com o modelo espacialmente transformado, percebe-se uma diferença substancial, haja vista os resultados muito superiores estatisticamente do modelo transformado espacialmente. Ao se avaliarem as áreas de Bodoquena, Campo Grande e Três Lagoas, no Mato Grosso do Sul; Cáceres e Cuiabá, no Mato Grosso; e Campo Alegre de Goiás e Rio Verde, em Goiás, tem-se substituição entre arroz, feijão e milho, e algumas complementaridades entre milho e leite. Entre os fatores, apenas óleo diesel e terra arrendada foram complementares entre si. Com exceção de Três Lagoas, as áreas selecionadas apresentaram oferta-preço elástica para milho. Políticas que visem ao aumento da produção de milho devem ser implementadas de modo que não ocorram quedas de preços, pois as quedas na produção seriam mais que proporcionais. As culturas básicas como arroz e feijão apresentaram, em geral, oferta-preço inelástica. Políticas agrícolas que pretendam aumentar a oferta de grãos devem considerar, de modo mais explícito, a questão da localização. Neste estudo, verifica-se que os produtores de cada área respondem, de modo diferente, às alterações nos preços de produtos e fatores. Os efeitos espaciais foram muito importantes, já que alteraram, de forma decisiva, as elasticidades calculadas e mostraram que todos os produtos analisados sofreram esses efeitos. Enfatiza-se que estudos com cortes seccionais e dados geograficamente dispostos devem ser avaliados quanto à presença de dependência espacial.

ABSTRACT

FIGUEIREDO, Adriano Marcos Rodrigues, D.S., Universidade Federal de Viçosa, February 2002. **Agricultural supply response to prices in the Brazilian Center-West: a spatial econometric analysis for 1975-1995/1996.** Adviser: Erly Cardoso Teixeira. Committee Members: Antônio Carvalho Campos, João Eustáquio de Lima and Steven M. Helfand.

The influence of one location over its neighbors is always seen with interest, because it creates interdependence among the studied areas. So, it is important to know how localization affects agricultural supply response to changes in prices or public policies. The main purpose of this study is to determine the importance of effects and inter-relations due to geographic localization over the supply response to agricultural prices, in the Center-West, in the period between 1975-1995/1996. Specifically, the goals are to evaluate the spatial effects in the input demand and output supply; and, to evaluate the importance of input and output prices in the Brazilian Center-West agricultural supply response. The contribution to the economic literature is to combine a translog profit function model with error spatial dependence in the profit share system. The estimation follows the spatial econometric literature, using seemingly unrelated regressions methods. There are econometric evidences of

spatial dependencies in the residuals, confirmed by the spatial parameters hypothesis test. There were high positive spatial autocorrelation in products, with spatial parameters always bigger than 0.91. This demonstrates an influence of other factors not included in the model, modifying the residuals only due to localization. Comparing the results from the standard model with the spatially transformed one, it's seen a huge difference, with statistically much better results for the spatially transformed model. Evaluating areas of Bodoquena, Campo Grande and Três Lagoas in Mato Grosso do Sul, Cáceres and Cuiabá in Mato Grosso, and Campo Alegre de Goiás and Rio Verde in Goiás, there are substitution relations among rice, beans and corn, and some complementarities between corn and milk. Among factors, only diesel and rented land were complements. With exception to Três Lagoas, the selected areas showed supply price-elastic for corn. Policies looking for increases in corn production must care about price reduction, because the supply decrease would be more than proportional. Basic crops like rice and beans had, in general, inelastic supply. Agricultural policies designed to increase grain supply must have the localization problem explicitly. In the present study it is shown that the producers of each area respond differently to changes in output and input prices. The spatial effects in this study were very important, changing decisively the calculated elasticities, and showing that all analyzed products suffer from these effects. It is emphasized that cross-sectional studies with geographically disposed data must be evaluated for spatial dependence.

1. INTRODUÇÃO

1.1. A agricultura brasileira pós-1950

O Brasil apresenta um setor agrícola com alguns indicadores de comportamento semelhante aos dos países desenvolvidos. A participação da agropecuária foi decrescente no Produto Interno Bruto (PIB), nas últimas décadas, visto que passou de 12,3%, em 1970, para 8,0%, em 1995, e atingiu 7,1%, em 2001 (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE, 2002). Entretanto, o setor continua importante quando se considera a agroindústria como um todo, uma vez que esta participou com cerca de 28,3% do PIB brasileiro, em fevereiro de 2002 (CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA - CNA, 2002).

No período de 1950 a 2000, várias políticas foram adotadas, e a intervenção governamental ocorreu em vários momentos e de várias formas, o que afetou os preços e a alocação dos recursos produtivos entre os setores. Nesse sentido, pretende-se fazer uma pequena exposição de algumas destas intervenções, com vistas em esclarecer e caracterizar o setor agrícola brasileiro, a partir dos anos 50.

Nos anos 50, ao refletir uma idéia de que os termos de troca tenderiam a declinar, o que prejudicaria os produtos agrícolas primários, uma política de

substituição de importações foi direcionando a política econômica rumo à industrialização. Essa política foi financiada, em grande parte, pela transferência de renda da agricultura para os demais setores da economia, mediante política comercial, com proibições e taxação explícita das exportações de produtos agrícolas, ou com taxação implícita das exportações via câmbio sobrevalorizado, que proporcionou incentivos à industrialização (BRANDÃO, 1988; ALBUQUERQUE e NICOL, 1987). Em complementação a esta política de substituição de importações, havia um subsídio implícito à importação de insumos e elevadas tarifas à importação de produtos concorrentes daqueles produzidos domesticamente.

Houve queda no grau de abertura da economia, ou seja, redução da participação da soma do valor das exportações e importações no PIB brasileiro, que passou de 16,80%, em 1950, para 11,72%, em 1960. As exportações brasileiras reduziram sua participação no PIB, de 9,2%, em 1950, para 5,32%, em 1960 (ROCHA, 1995).

A década de 60 iniciou-se sob os impactos negativos da exaustão do modelo de substituição de importações e do fraco desempenho do setor agrícola, num ambiente inflacionário. O índice de produto real da economia (Série Encadeada do Produto Real do IBGE), que foi de 24,00 em 1960, atingiu 27,80, em 1962, e pouco se modificou nos três anos seguintes, crescendo a taxas anuais inferiores a 3,6%, de 1963 a 1965, num ambiente de desaceleração do crescimento econômico (FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS - FGV, 1999). O setor agrícola reagiu, de forma semelhante.

Na primeira metade dos anos 60, houve elevada transferência de recursos da agricultura para os centros urbanos. A estratégia era que a agricultura deveria crescer mediante expansão da fronteira agrícola e transferir recursos que viabilizassem a industrialização. Com a implantação do regime militar em 1964, que alterou o cenário político, os esforços foram concentrados na estabilização financeira, e pregava-se a efetivação de reformas de base para promover o desenvolvimento econômico, o que não ocorreria em sua totalidade (PAIVA et al., 1976).

Na segunda metade dos anos 60, houve necessidade de modernizar a agricultura (considerando aqui modernização como o processo de transformação da base técnica agropecuária), com vistas no crescimento mais homogêneo entre os setores da economia e no incentivo às pesquisas agrícolas, no intuito de modernizar a produção e a comercialização dos produtos agrícolas (ALVES e CONTINI, 1988). Criaram-se incentivos por meio do crédito rural, com regras tais que, indiretamente, excluía os produtores menos instruídos e sem condições de se modernizarem. Os agricultores seriam, portanto, discriminados duas vezes; uma, ao deixar de receber os benefícios dos incentivos; e outra, ao serem sacrificados pelas políticas de preços (ALVES, 1991).

A partir de meados de 1968, houve alteração na condução da política cambial, que reduziu a sobrevalorização cambial mediante política de minidesvalorizações, visando equilibrar o balanço de pagamentos, e restringiu as importações e incentivou as exportações. Nesse período, de 1967 a 1969, ocorreu forte expansão monetária, sempre acima dos 10% anuais. O setor agrícola apresentou expansão concentrada nos produtos de exportação, como soja e café, distorcendo, principalmente, a alocação dos recursos entre estes e os produtos destinados ao mercado doméstico, gerando preocupações entre os pesquisadores de política econômica, que temiam uma crise de oferta dos produtos alimentares básicos.

As taxas de crescimento do índice de produto real passaram a ser altamente significativas a partir de 1967, da ordem de 9,7% e 9,3%, em 1968 e 1969, respectivamente, resultando em uma taxa geométrica de crescimento de 5,0% ao ano, no período de 1960 a 1969 (FGV, 1999; e cálculos do autor).

A característica fundamental do setor agrícola, nessa década, foi a busca do incremento de produção por meio do ganho de produtividade em relação a área, mão-de-obra e capital, complementando o modelo de expansão da fronteira agrícola, que prevaleceu anteriormente (SILVA, 1996).

Nos anos 70, o desempenho da agricultura brasileira foi considerado satisfatório, principalmente em virtude da expansão da fronteira agrícola (com ganhos de produtividade principalmente nas novas áreas incorporadas ao

processo produtivo), de um mercado internacional que praticava elevados preços pagos aos produtos brasileiros exportados e da existência do crédito rural altamente subsidiado (com taxas reais de juros negativas para compra de insumos, comercialização e investimentos). Em 1975, iniciou-se a operacionalização do PROAGRO (Programa de Garantia da Atividade Agropecuária), cuja finalidade era reduzir os riscos na agricultura.

Os choques do petróleo, de 1973/74 e 1978/79, prejudicaram o setor, em virtude dos custos transferidos por meio dos preços dos combustíveis, mas a participação da agricultura no Produto Interno Líquido passou de 10,1%, em 1970, para 13,3%, em 1979 (ALBUQUERQUE e NICOL, 1987).

No âmbito comercial, o fim da década de 70 foi marcado por pressões do GATT (*General Agreement of Tariffs and Trade*), que exigia a redução de restrições comerciais, como tarifas à importação e subsídios à exportação. Para tentar compensar a redução dos efeitos dos mecanismos comerciais, as desvalorizações cambiais nominais foram aumentadas além da diferença entre as taxas de inflação brasileira e americana (DORNBUSCH e FISCHER, 1982).

As distorções geradas no câmbio e nos incentivos tarifários, em geral, ocasionaram expressiva transferência de renda para fora da agricultura. BRANDÃO e CARVALHO (1991), ao avaliarem o período de 1966 a 1983, mostraram transferências de 49% do PIB agrícola para o setor não-agrícola, em 1970.

Na região Centro-Oeste, a década de 70 foi um período de expansão da área cultivada e de pastagens, com frentes tanto comerciais como de subsistência e ainda de especulação. A bovinocultura foi estimulada a partir de 1969, mediante o CONDEPE (Conselho de Desenvolvimento da Pecuária), que fornecia crédito orientado para a modernização da atividade.

Em 1975, implantou-se o POLOCENTRO (Programa de Desenvolvimento dos Cerrados), cuja finalidade era desenvolver e modernizar as atividades agropecuárias da região Centro-Oeste e Oeste de Minas Gerais. A idéia inicial era incorporar ao processo produtivo cerca de 3,7 milhões de hectares dos cerrados, no período de 1975 a 1979; desta pretensão, cerca de 2,06

milhões de hectares foram incorporados no Centro-Oeste, de 1975 a 1980 (CUNHA e MUELLER, 1988). No Centro-Oeste, selecionaram-se sete áreas que já apresentavam algum desenvolvimento, quais sejam, Campo Grande, Três Lagoas e Bodoquena, no Mato Grosso do Sul; Nova Xavantina e Campo Novo do Parecis, em Mato Grosso; e Piranhas e Rio Verde, em Goiás; as outras cinco áreas estavam nos Estados de Tocantins e Minas Gerais.

Neste programa, os recursos eram disponibilizados para investimentos em infra-estrutura (rodovias, energia, armazenagem e comercialização), pesquisa e desenvolvimento agrícola dos cerrados, extensão rural e, ainda, produção e comercialização regional de insumos agrícolas. O crédito de investimento mediante POLOCENTRO era obtido com prazos longos (12 anos), com juros de 0 a 14% ao ano, capitalizáveis no período de carência (até seis anos). Para custeio, as taxas de juros variavam de 10 a 14% anuais, sem correção monetária dos débitos (CUNHA e MUELLER, 1988).

O programa destinou recursos até 1984, sendo desembolsados cerca de 577 milhões de dólares enquanto durou (COELHO, 2001). A viabilização de culturas comerciais nos cerrados deveu-se, em boa parte, aos recursos de pesquisa e desenvolvimento oriundos deste programa. O crédito rural do POLOCENTRO contemplou, em grande parte, médios e grandes proprietários, com mais de 200 hectares de área. Os produtores com áreas agrícolas pequenas não foram favorecidos pelo crédito a taxas subsidiadas, além de as frentes especulativas em grandes áreas aproveitarem-se da valorização das terras, concentrando ainda mais a riqueza regional (CUNHA e MUELLER, 1988).

A formação de pastagens em áreas do programa foi bem maior que o previsto inicialmente, em detrimento das áreas de lavouras. De modo geral, o arroz foi cultivado logo após o desmatamento, abrindo caminho para a formação de pastagens e para o plantio de soja.

Na década de 80, o crescimento da agricultura foi superior ao da indústria. Mesmo em anos recessivos, o produto real agrícola caiu menos que o dos demais setores. O crescimento não pôde ser atribuído a um produto

específico, uma vez que, de modo geral, as taxas individuais de crescimento dos produtos agrícolas foram baixas.

Na análise do crescimento agrícola brasileiro, observa-se expressiva substituição das culturas de alimentos por culturas comerciais, cujo mercado é mais desenvolvido e menos sujeito à intervenção governamental, com pequeno acréscimo de novas áreas produtoras. A única região que apresentou redução na área de lavouras foi a região Sul, fato facilmente verificado no produto desta região. Na região Centro-Oeste, a abertura de novas áreas era feita, na década de 80, com culturas de arroz e milho, que, logo após, cediam espaço para culturas de soja. As regiões Sudeste, Nordeste e Norte seguiam o aspecto geral de substituição de culturas de arroz, feijão e mandioca por outras culturas mais comerciais.

O aumento no uso de insumos modernos e a pesquisa agrônômica desempenharam funções relevantes para o aumento de produtividade. Regiões antes consideradas inférteis tornaram-se lavouras muito produtivas, haja vista que a produção agrícola cresceu na década de 80, mesmo com preços reais menores.

Esse fato pode ser explicado, em parte, pelo tipo de organização da agricultura, dada a falta de uso alternativo da terra. Outros fatores explicativos são o crescimento da produtividade e a redução dos custos de produção. As políticas governamentais também contribuíram para explicar esse fato. A política de crédito agrícola foi mais restritiva quanto ao volume de recursos. Extinguiram-se os subsídios aos investimentos em máquinas, tratores e equipamentos, e criou-se a caderneta de poupança rural. Houve preocupação em garantir recursos líquidos às atividades de custeio agrícola, os quais foram muito utilizados pelos agricultores. Outro instrumento importante foi o seguro rural, por meio do PROAGRO, o qual reduziu os riscos da agricultura. Neste seguro, entretanto, houve problemas de fraude e de atraso no pagamento das indenizações, o que resultou na sua falência na década de 90, quando suas bases foram reformuladas, como será visto adiante.

A política de garantia de preços mínimos teve alterações relevantes para a produção de grãos. Alguns aprimoramentos nessa política foram a correção do preço-base, o estabelecimento da plurianualidade e a criação dos preços de intervenção. Os preços mínimos foram unificados em todo o país, o que possibilitou a comercialização de produtos de lavouras em regiões de fronteira, descontada do custo de transporte até o Centro-Sul brasileiro. Essa política era efetivada pelas Aquisições e Empréstimos do Governo Federal (AGF e EGF, respectivamente).

Outros fatores que auxiliaram o desenvolvimento agrícola da região foram a unificação do preço do óleo diesel, em todo o país, e os planos regionais de desenvolvimento. Entre os últimos, os principais foram o POLOCENTRO (citado anteriormente e com liberação de recursos até 1984) e o PRODECER (Programa de Cooperação Nipo-Brasileira para o Desenvolvimento dos Cerrados), embora outros programas mais localizados devam ser mencionados, como Programa Especial de Desenvolvimento do Pantanal (PRODEPAN); Programa Especial de Desenvolvimento da Grande Dourados (PRODEGRAN); Programa Especial da Região Geoeconômica de Brasília (GEOECONÔMICA); Programa de Pólos Agropecuários e Minerais da Amazônia (POLOAMAZÔNIA); e Programa Integrado de Desenvolvimento do Noroeste do Brasil (POLONOROESTE).

O PRODECER I foi implementado na década de 80, fruto de um acordo com o governo japonês para implantação de projetos agrícolas para produção de grãos em Minas Gerais. Apenas o PRODECER II viria a beneficiar algumas áreas do Centro-Oeste. A segunda fase envolvia, no Centro-Oeste, os municípios de Água Clara (MS), Campo Alegre de Goiás (GO), Ipameri (GO), Formosa (GO), Cristalina (GO) e Diamantino (MT). As áreas de Mato Grosso do Sul e Goiás já estavam em desenvolvimento e o programa reforçaria os incentivos já existentes.

O PRODECER II forneceu recursos para crédito fundiário, desmatamento, limpeza e correção de solos, para construções e aquisição de equipamentos, e para linhas de crédito para custeio. Os beneficiários eram, de

modo geral, filhos de agricultores que tinham alguma aptidão própria ao desenvolvimento das áreas rurais e aprendizado de técnicas de cultivo de grãos. Os projetos situados em Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, de modo geral, necessitavam das atividades animais para se viabilizarem economicamente.

Em relação aos preços de óleo diesel, havia o Fundo de Preços Uniformes de Frete (FUP), que, por meio de uma taxa nos preços de combustíveis no varejo, transferia renda dos consumidores próximos às refinarias para os mais distantes. Este fundo favoreceu a agricultura dos cerrados, ao reduzir as despesas com óleo diesel e, assim, facilitar a mecanização, o transporte de insumos e produtos, e a expansão agrícola da região (COELHO, 2001).

Os programas regionais de desenvolvimento e os incentivos fiscais (principalmente para a pecuária) também contribuíram para o aumento da produção, na década. Todos esses fatos citados levam à conclusão que as lavouras comerciais tomaram o espaço das lavouras de subsistência, havendo maior substituição de áreas do que incorporação de novas áreas ao processo.

A preocupação com essa ênfase em lavouras comerciais, principalmente voltadas para exportação, é refletida no pensamento de MELO (1988), que mencionou que a produção para o mercado doméstico poderia ser insuficiente, caso não se implementassem medidas eficazes de incentivo à produção dos produtos voltados ao mercado interno. Este autor apresentou estimativas da produção necessária de grãos (arroz, feijão, milho, soja e trigo) para o atendimento da demanda interna, no ano de 2000, da ordem de 100 milhões de toneladas, num cenário em que se consideravam taxas médias de crescimento do PIB de 5% ao ano, de 1989 a 2000¹.

Nos anos 90, surgiram reformas conjunturais, com vistas na abertura comercial, privatização de empresas estatais e redefinição do papel do Estado na economia. A política de garantia de preços mínimos e de crédito agrícola passou

¹ Mesmo com alterações nos instrumentos de política agrícola nas décadas de 80 e 90 e ainda com os diversos planos de estabilização econômica, a produção de grãos, no Brasil, teve crescimento inferior a 5% até os anos finais do século, atingindo a meta dos 100 milhões de toneladas de grãos apenas em 2001, conforme previsão da safra pela CONAB. Por outro lado, a taxa geométrica de crescimento do PIB, no período de 1990 a 1998, foi da ordem de 3,2% anuais, conforme cálculos do autor e dados básicos do IBGE.

a ser monitorada juntamente com os planos econômicos de combate à inflação. Houve, já no início da década, problemas de excessivo endividamento dos produtores, em face a um desatrelamento entre as taxas de juros cobradas pelos empréstimos e a taxa de correção monetária dos preços de garantia. A equivalência em produto, a partir do Plano de Safra 1993/94, foi uma medida paliativa para o endividamento, pois a postergação das dívidas apenas retardaria os efeitos da descapitalização na agricultura.

Em 1991, o Governo Federal tentou recuperar o PROAGRO, modificando as fontes dos recursos para indenização dos produtores, já que ineficiências na coordenação do programa foram evidenciadas nos relatórios de controle (ROSSETTI, 1998).

No início da década, os preços mínimos ficaram muito abaixo dos preços de mercado, portanto, de pouca eficácia. No período de 1992 a 1995, reativou-se a garantia de preços, mas apenas para os produtores com empréstimos do sistema oficial de crédito rural. O crédito agrícola, que, em 1986, chegou a 45 bilhões de reais, em 1996, foi de apenas 7 bilhões de reais (ambos são preços de 1998, conforme HELFAND e REZENDE, 2000). As fontes de recursos migraram, em grande parte, dos recursos do Tesouro para os recolhimentos bancários compulsórios e para os Fundos de Amparo ao Trabalhador (FAT). A política adotada acabou gerando grandes estoques do governo, o que forçou a criação de novos instrumentos de política agrícola.

Na safra 1995/96, o zoneamento agrícola foi implementado, o que induziu o produtor a utilizar técnicas específicas para cada microrregião brasileira, reduzindo os riscos associados à produção e incentivando-se a expansão dos seguros rurais privados. O objetivo central foi diminuir os altos índices de sinistralidade da agricultura, os quais elevavam os custos com o seguro agrícola. O PROAGRO teria alíquotas diferenciadas para os produtores que se adequassem ao zoneamento agrícola para culturas de arroz, feijão, milho, algodão e soja, em todo o país, e ainda trigo, no Centro-Sul do Brasil.

Em 1996, criou-se o Prêmio de Escoamento da Produção (PEP), para viabilizar a comercialização de produtos agrícolas, principalmente o trigo e o

algodão. O governo oferecia, em leilão público, um bônus aos interessados em comprar o produto direto do produtor, que se comprometia a entregar o produto no local preestabelecido.

Em 1997, foram criados os Contratos de Opções, que ofereciam garantia de preço não diretamente associada a um dispêndio, diferentemente dos AGF e EGF. O produtor teria a opção de vender ao governo, em data futura, quantidade de produto, a preço predeterminado. Para ter esse direito, o produtor compraria o contrato em leilão público. Cerca de 32% do total contratado foi comprado pela CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento), de 1997 a 2001 (COELHO, 2001). Os mercados de contratos futuros também foram incentivados, como forma de obter financiamento privado da agricultura, entretanto, atingiram, na maior parte, médios e grandes produtores, para pequena parcela de produtos.

Observadas essas características de política agrícola, torna-se mais claro o comportamento da agricultura brasileira até 1995. Como pode ser observado no Censo Agropecuário 1995/96, o Brasil ainda possuía algo em torno de 4,8 milhões de estabelecimentos agrícolas, nos quais eram cultivados cerca de 42 milhões de hectares de lavouras e 178 milhões de hectares de pastagens, abrangendo um total de 18 milhões de pessoas ocupadas, entre adultos e crianças².

No Brasil, os principais produtos da lavoura temporária produzidos em 1995/96, segundo o valor da produção, foram cana-de-açúcar, soja, milho, arroz, mandioca e feijão. Entretanto, quando são analisadas determinadas regiões, certos produtos, como laranja e café, no Sudeste, e animais, no Centro-Oeste, ganham destaque.

O rendimento médio das principais culturas brasileiras aumentou, no período de 1985 a 1995, principalmente pelas exigências conjunturais e pela maturação das pesquisas realizadas nas décadas anteriores. A participação dos estabelecimentos que utilizavam “fertilizantes”, “calcários e outros corretivos”, e

² Ressalta-se, aqui, que apenas foram mencionados os números reportados pelo IBGE, mas HELFAND e BRUNSTEIN (2000) mostraram que o número de produtores e de pessoas ocupadas, observado no Censo 1995/96, provavelmente tenha sido menor do que o existente naquele período, em face ao efeito “ano atípico” e à mudança do período de coleta das informações.

ainda “agrotóxicos” aumentou, respectivamente, de 31,6%, 5,8% e 33,5%, em 1985, para 38,2%, 12% e 35,7%, em 1995/96 (IBGE, 1998).

O percentual de estabelecimentos brasileiros que utilizavam assistência técnica aumentou de 10,7%, em 1985, para 19,5%, em 1995/96, sendo mais da metade desta assistência oferecida por fontes do governo.

Ao ordenar os estados da federação pelo valor total da produção, têm-se oito estados que respondiam por 76,5% do valor total da produção brasileira, de 1995 a 1996, quais sejam, São Paulo (17,6%), Minas Gerais (13,4%), Rio Grande do Sul (12,9%), Paraná (11,6%), Santa Catarina (6,8%), Goiás (5,4%), Mato Grosso do Sul (4,6%) e Mato Grosso (4,1%). Os Estados de São Paulo e Minas Gerais sobressaíram, principalmente, na produção de cana-de-açúcar, café e laranja.

As regiões Sudeste e Sul foram mais consolidadas, visto que substituíram culturas e fatores produtivos, com o passar dos anos. Já a região Centro-Oeste aparece como região de fronteira agrícola, já que ainda estava expandindo as áreas produtivas, com destaque para o crescimento na produção de grãos e ainda para o efetivo animal. Como mencionado no próprio Censo Agropecuário 1995/96: *nos censos anteriores essa região comparecia, juntamente com a Região Norte, com parcelas reduzidas do valor da produção agropecuária, mas recentemente isso mudou* (IBGE, 1998:54).

REZENDE (2001) argumentou que a redução do volume de crédito rural oficial, aliada ao desenvolvimento de novas tecnologias para o cerrado (que constitui grande parte da vegetação do Centro-Oeste), levou à estruturação da agricultura nessa região, de forma que ficou mais independente do crédito oficial e com sistemas agrícolas mais eficientes. Na próxima seção, apresentam-se algumas características da agricultura na região Centro-Oeste brasileira.

1.2. Características da agropecuária no Centro-Oeste

A região Centro-Oeste vem se destacando pelas alterações na estrutura produtiva, pela expansão das áreas trabalhadas e, ainda, pelo nível tecnológico apresentado. Com base nos dados em Áreas Mínimas Comparáveis³, é possível avaliar algumas variáveis do setor agrícola nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, a partir dos anos 70⁴.

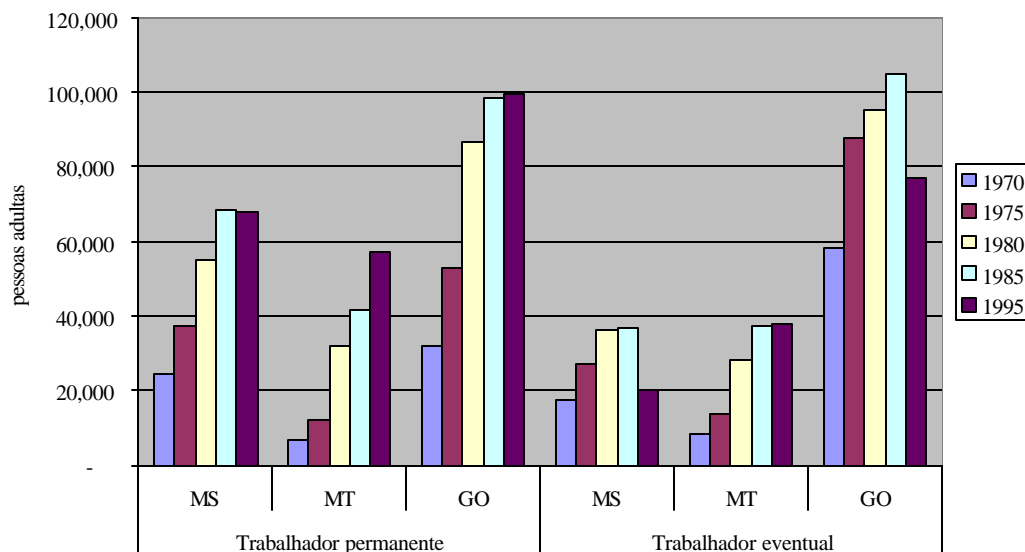
A Figura 1 mostra a evolução da mão-de-obra contratada (trabalhadores permanentes e eventuais, convertidos em equivalente de pessoas adultas – homens e mulheres maiores de 14 anos), nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás⁵.

A mão-de-obra contratada no Centro-Oeste teve aumento substancial em todos os estados, no período de 1970 a 1995. No período de 1985 a 1995, houve quedas acentuadas na contratação de trabalhadores eventuais nos Estados de Mato Grosso do Sul e Goiás, fato que pode ser explicado pela expansão de atividades que empregam de maneira mais estável, como as criações animais (bovinos, aves e suínos). Pode-se ainda imaginar um efeito de mensuração do Censo 1995/96, como citado por HELFAND e BRUNSTEIN (2000), embora tenham mostrado que, no Centro-Oeste, tais efeitos seriam pequenos se comparados com as demais regiões do país. Basicamente, o efeito seria causado pela mudança no período de coleta das informações, que ocorreu numa época em que os produtores poderiam não estar produzindo, ou estarem ausentes, deixando de ser contados nas estatísticas censitárias. De qualquer modo, o número de trabalhadores permanentes triplicou em Mato Grosso do Sul e Goiás, e mais que sextuplicou em Mato Grosso, no período de 1970 a 1995.

³ Utiliza-se a Área Mínima Comparável como artifício metodológico para comparar dados censitários em diferentes períodos, sem sofrer de problemas oriundos das diferentes estruturas municipais, de 1970 a 1995. Os dados estaduais são obtidos de dados básicos municipais do IBGE.

⁴ Aqui, considera-se Mato Grosso e Mato Grosso do Sul como se estivessem legalmente divididos a partir de 1970, e Goiás separado de Tocantins, sem o Distrito Federal.

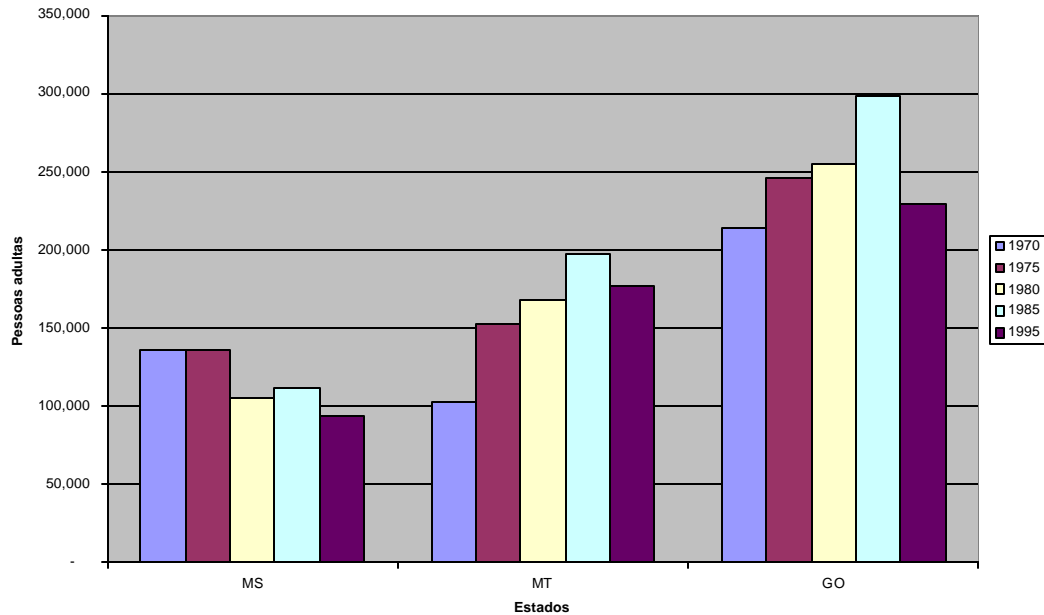
⁵ As quantidades de homens e mulheres maiores de 14 anos receberam ponderação igual a um, e menores de 14 anos, ponderação 0,5, com dados básicos do IBGE.



Fonte: Tabela 1A do Apêndice A.

Figura 1 - Evolução da mão-de-obra contratada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995.

A mão-de-obra familiar apresentou comportamento diferente da contratada. Observa-se, na Figura 2, que o Estado de Mato Grosso do Sul sempre apresentou decréscimo nessa mão-de-obra, em parte, pela migração para o Norte do país, mas também pelas alterações na pecuária extensiva de corte, poupadora de mão-de-obra, e ainda pelo êxodo rural. Mato Grosso e Goiás apresentaram crescimento na mão-de-obra familiar, que acompanhou o ritmo de aumento na produção de lavouras, e o decréscimo no último censo pode estar relacionado com as alterações, que visam maior produtividade com técnicas intensivas em máquinas e equipamentos.

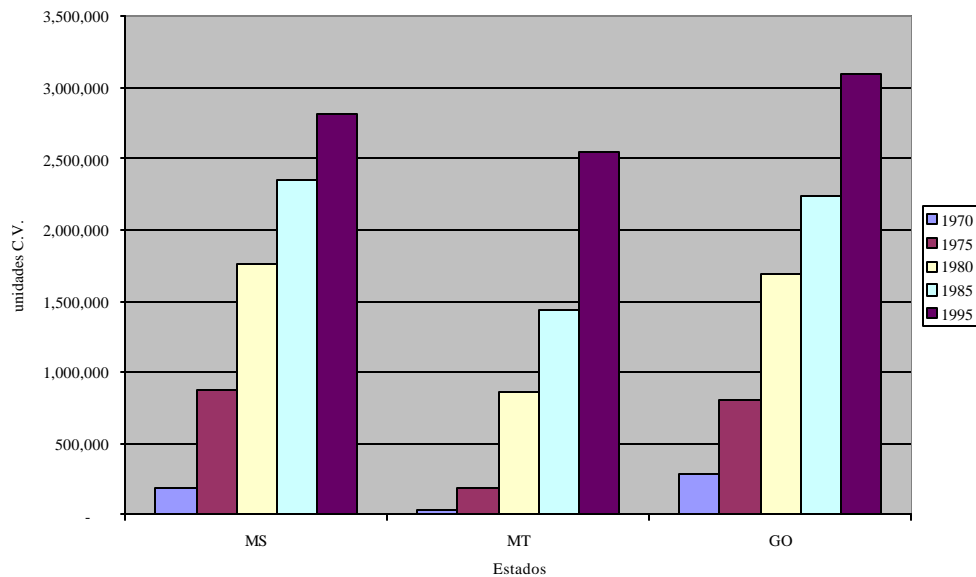


Fonte: Tabela 2A do Apêndice A.

Figura 2 - Evolução da mão-de-obra familiar nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995.

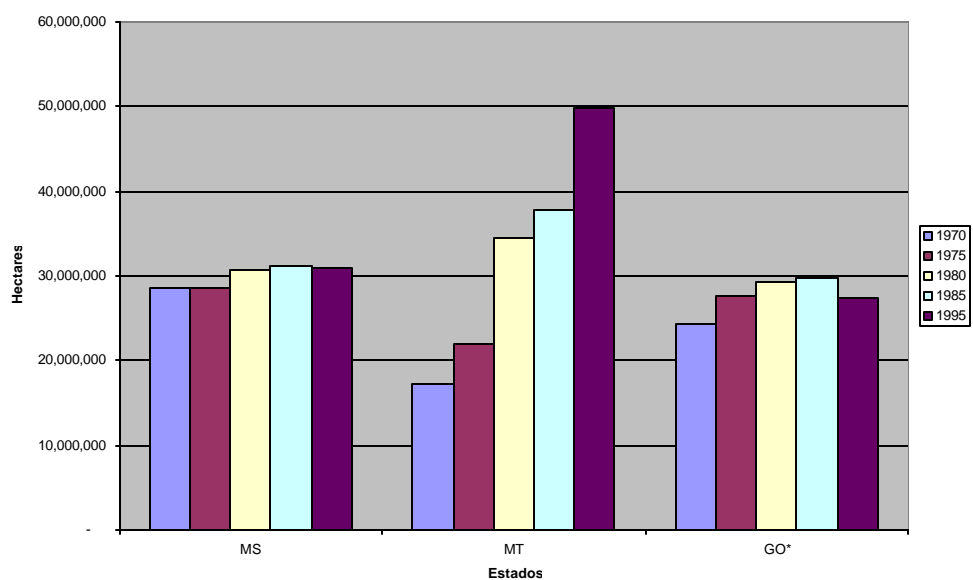
Na Figura 3, observa-se a evolução da quantidade de tratores nos estados do Centro-Oeste, no período de 1970 a 1995, medida em unidades de potência. O estoque foi sempre crescente, num ritmo muito mais rápido no período até 1980, em face aos incentivos governamentais via crédito barato, e claramente evidenciados os vieses mensurados por SANTOS (1986), com intenso uso de máquinas agrícolas no processo de modernização do setor. O Estado de Mato Grosso apresentou grande intensificação no último período, o que reflete as alterações estruturais e o uso de variedades de sementes mais adequadas ao clima da região, com a adoção dos “pacotes tecnológicos” e da mecanização.

Quanto à área total de terra utilizada, o Estado de Mato Grosso apresentou expressivo crescimento nos últimos 15 anos, enquanto Mato Grosso do Sul e Goiás tiveram apenas modesto crescimento (Figura 4). Observam-se grandes extensões com pastagens, embora a área de lavouras tenha tido aumento significativo (Figura 5).



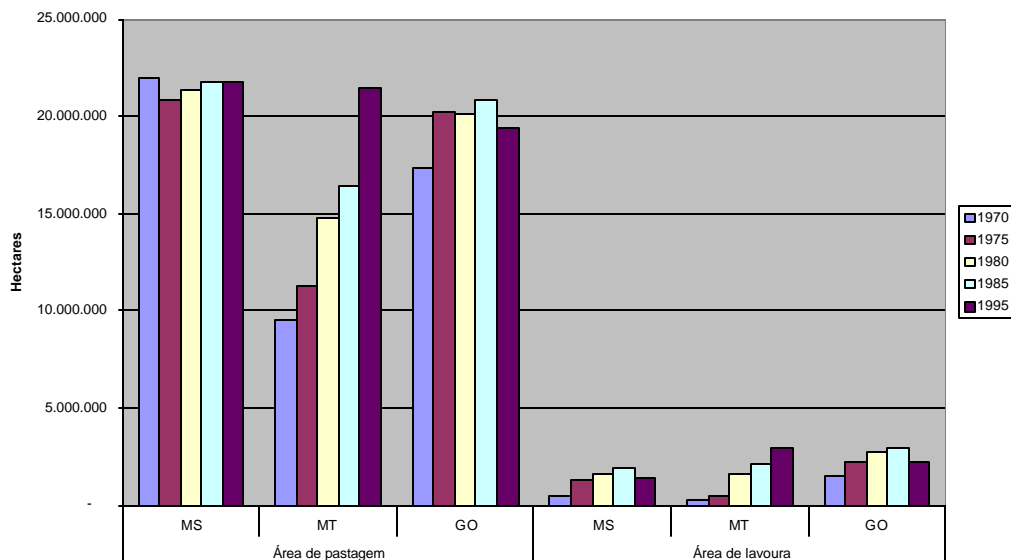
Fonte: Tabela 3A do Apêndice A.

Figura 3 - Evolução do número de tratores nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em cavalos-vapor, de 1970 a 1995.



Fonte: Tabela 4A do Apêndice A.

Figura 4 - Evolução da área total de terra utilizada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995.



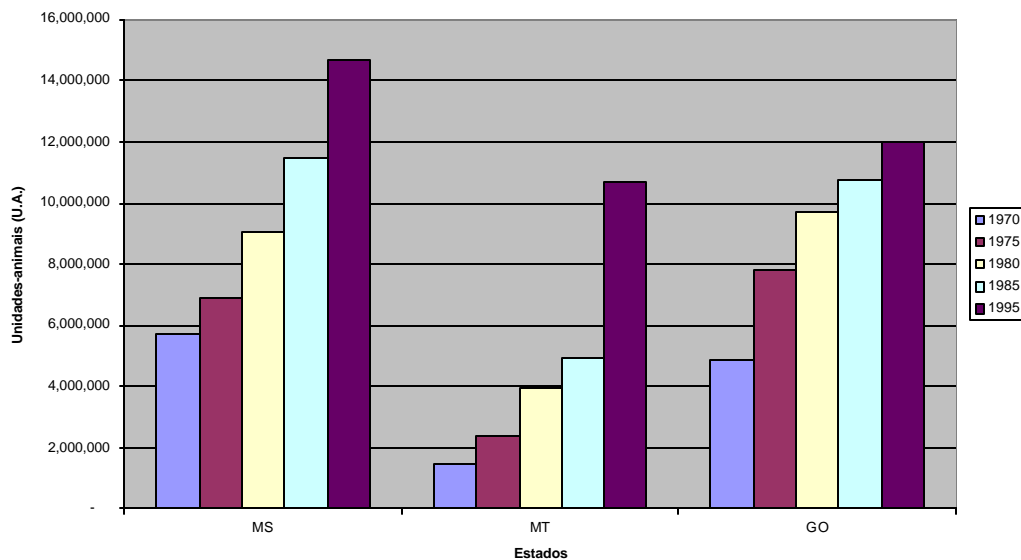
Fonte: Tabela 5A do Apêndice A.

Figura 5 - Área total de lavouras e pastagens nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995.

O aumento nas áreas de pastagens foi, em grande parte, acompanhado por expressivo aumento na quantidade de bovinos, como pode ser observado na Figura 6.

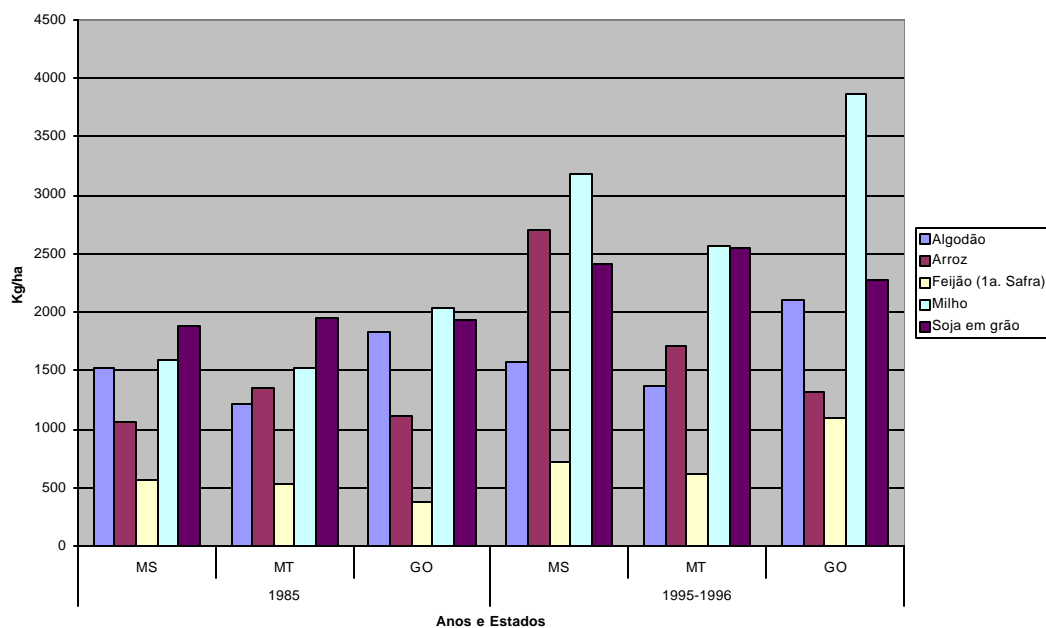
Considerando-se as Figuras 5 e 6, observa-se que, principalmente no Mato Grosso do Sul, a taxa de ocupação (em unidades-animal por área de pastagens) aumentou, visto que a área quase não se alterou no período de 1970 a 1995.

Um fato a ser observado atentamente é o acentuado crescimento da agricultura mato-grossense, dado o grande crescimento tanto na área de lavouras como na produção, com melhores rendimentos das principais lavouras, como mostrado na Figura 7. Todos os produtos tiveram ganhos nos rendimentos nos três estados, com destaque para o milho, que quase dobrou o rendimento.



Fonte: Tabela 6A do Apêndice A.

Figura 6 - Rebanho bovino nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em unidades-animais, de 1970 a 1995.



Fonte: Tabela 7A do Apêndice A.

Figura 7 - Rendimento das principais lavouras nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em kg/ha, 1985-1995/1996.

Nos três estados, encontram-se áreas de concentração em determinadas atividades, com tecnologias semelhantes. Tal fato sugere a existência de algum tipo de ligação entre os municípios, seja por meio de estradas, seja por meio de redes de informações ou por características geoclimáticas. Assim sendo, é possível focar o problema desta pesquisa e sua importância.

1.3. O problema e sua importância

Como apresentado nas seções anteriores, a agricultura brasileira tem grande heterogeneidade, razão por que estudos regionais passam a ter conotação diferenciada. A influência de uma localidade sobre seus vizinhos é sempre vista com interesse, uma vez que gera interdependência nas regiões em estudo. Assim, a questão principal de análise neste trabalho é: Como a interdependência das localidades alterou a resposta da produção agrícola às alterações nos preços no Centro-Oeste brasileiro, no período de 1975-1995/1996?

Ao enunciarem o modelo de inovação induzida, HAYAMI e RUTTAN (1985) enfatizaram que um elemento crítico para o desenvolvimento agrícola é a necessidade de um efetivo sistema de informações de mercados entre produtores, instituições de pesquisa, fornecedores de insumos agrícolas e ainda empresários e políticos, para que se propaguem os efeitos oriundos de inovações e se desenvolvam as áreas rurais.

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 de 1940 a 1970. 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.

ANDRADE (1987:19), ao mencionar o professor François Perroux, concluiu *que o desenvolvimento não se propaga de forma difusa pelo espaço, mas se concentra em certos pontos, criando desequilíbrio em relação às áreas*

vizinhas, propagando-se, posteriormente, a partir desses núcleos, pelas diversas áreas.

No estudo de modelos com dados regionais, são comuns os efeitos de interdependência nas diferentes regiões, com fatores explicativos importantes localizados em outras localidades. Em estudos de geografia, uma hipótese básica é que as variáveis em estudo para as diferentes regiões estarão sempre relacionadas entre si, e esta relação será mais forte quanto mais próximas estiverem entre si.

KMENTA (1986:622) também enfocou a questão da dependência espacial como um problema de dados combinados de seção-cruzada e série temporal:

Em muitas circunstâncias a pressuposição questionável... é que as unidades de seção-cruzada são mutuamente independentes. Por exemplo, quando as unidades de seção-cruzada são regiões geográficas com fronteiras arbitrariamente traçadas – como os estados dos Estados Unidos – nós não podemos esperar que esta pressuposição seja satisfeita.

Os estudos sobre 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. Esses efeitos levaram ao surgimento de uma subárea do estudo econométrico, chamada “econometria espacial”, termo mencionado, pela primeira vez, em PAELINCK e KLAASSEN (1979).

A presença dessa “rede interligada” na agricultura brasileira, ao estilo do exposto pelos modelos de inovação induzida, de pólos de crescimento e, ainda, de difusão, mostra que os efeitos decorrentes da localização poderão não apenas estar presentes, como também podem ser desejáveis na agricultura brasileira, já que afetam os preços e a resposta da produção do setor.

HAINING (1990) também apontou a importância das características de dados espaciais em ciências sociais e ambientais. A estrutura espacial em determinado fenômeno surgiria, muitas vezes, dos erros de mensuração, dos efeitos de continuidade (e heterogeneidade espacial) ou, ainda, de algum tipo de mecanismo ou processo dependente espacialmente.

Esses tipos, basicamente, fornecem uma intuição sobre as possíveis causas da interdependência nas localidades. As conseqüências de se ignorarem esses efeitos são inferências errôneas, com prejuízos para a formulação das políticas.

Nos últimos 50 anos, foi comum a intervenção do governo brasileiro na economia, com o objetivo de promover o desenvolvimento do país. Houve grande preocupação em incentivar a indústria, com grande viés contra a agricultura, mas sempre buscando aumentar a produção agrícola, principalmente oferecer alimentos baratos à população e, ainda, incentivar a produção de alimentos e fibras destinados à exportação.

Ainda hoje, aparecem argumentos em prol da intervenção governamental na redução da pobreza rural. REARDON et al. (2001) defenderam um tratamento diferenciado entre zonas rurais pobres e zonas rurais ricas. O papel do Estado seria promover a atratividade das regiões pobres para que o investimento privado fosse viabilizado, com redução dos custos de transações e maior oferta de bens públicos. Reconhece-se a menor existência de ligações das regiões pobres com as mais dinâmicas e sugere-se o fortalecimento dessas ligações.

As políticas de preços têm sido muito utilizadas na alocação de recursos e na promoção de incentivos à produção agrícola. A efetividade dessas políticas é claramente dependente da capacidade dos elaboradores de políticas em prever sua natureza e magnitude, com base nas elasticidades de oferta.

Atualmente, ainda há preocupação dos formuladores de política com o fornecimento de alimentos e divisas por parte do setor agrícola. Também pode-se mencionar que qualquer política de desenvolvimento preocupa-se com o lado produtivo do setor agrícola, fornecendo matéria-prima aos demais setores da economia. Entretanto, a escassez de recursos, a abertura comercial num mercado cada vez mais globalizado e a democratização institucional, entre outros motivos, fazem com que quaisquer intervenções governamentais, por meio de incentivos e instrumentos de política agrícola ou por regulação e organização dos mercados, sejam ainda melhor planejadas.

Atualmente, todo formulador de política necessita de instrumentos de previsão que o auxiliem no planejamento de suas ações. O planejamento de políticas regionais necessita de ferramental adequado para avaliações quantitativas mais precisas, como argumentou BARBOSA (1977). As recentes pesquisas em econometria apresentam uma contribuição, ao considerarem, explicitamente, os efeitos oriundos da localização espacial presentes nos dados de diferentes municípios, ou também chamados efeitos de dependência espacial. Segundo essas pesquisas, conforme detalhado no modelo analítico, ignorar esses efeitos poderia produzir inferências espúrias e a não-obtenção dos objetivos propostos pela política que se deseja adotar.

DE JANVRY e SADOULET (2000), ao analisarem a pobreza rural na América Latina, também defenderam um planejamento regionalizado para a utilização da tecnologia, com vistas na redução da pobreza rural, adaptado às características específicas de cada região.

Várias análises dessas intervenções vêm sendo realizadas por diversos autores, que, em geral, utilizam dados agregados, em nível nacional, e desconsideram os efeitos específicos da localização⁶.

É comum, nas análises da agricultura brasileira, a presença de diferenças entre as regiões do país, como, por exemplo, nos padrões do mercado de trabalho, como observaram HELFAND e BRUNSTEIN (2000). Num ambiente com escassez de recursos públicos, essas diferenças regionais pressionam os formuladores de política a priorizarem as ações em determinadas regiões.

Como ANSELIN (1990) expôs, é comum admitir que as relações em estudo sejam estáveis no espaço, gerais e tenham o mesmo comportamento entre diferentes regiões. Giles e Hampton, citados por ANSELIN (1990), encontraram diferenças nos valores das elasticidades-preço e elasticidades-renda da demanda, em diferentes localidades da Nova Zelândia, e afirmaram que o impacto de políticas econômicas será diferenciado, no caso de existir interdependência nas localidades analisadas. Inferências baseadas em estimativas de modelos com

⁶ Por exemplo, ver DISCH (1983), FLORES et al. (1987) e FULGINITI (1986).

dados de seção cruzada e com interdependência entre as localidades provavelmente serão errôneas.

Na agricultura, a grande dependência de fatores climáticos e de solo sugere que exista interdependência nos municípios vizinhos. A coleta de dados em poucas localidades e, ainda, observações em localidades vizinhas poderão conter a mesma informação, que deve ser considerada no modelo como interferência nos municípios. Um exemplo é a intensidade de precipitação, que, provavelmente, será mais parecida em regiões mais próximas.⁷

Há um contexto próprio que requer maior conhecimento dos indicadores da oferta de produtos e demanda de fatores na agricultura brasileira. Com dados regionais, as observações correlacionadas estritamente, devido à sua localização, resultarão em um processo de difusão das informações de uma localidade para seus vizinhos. Essa difusão poderá representar redundância nos valores de dados georeferenciados, ou dados de observações com dada referência geográfica. Em termos econométricos, tal redundância refletirá em falhas nas inferências, desconsiderando-se informações relevantes e presentes nos dados e resultando em dúvidas acerca das características dos estimadores econométricos (tendenciosidade, eficiência, consistência e suficiência) (GRIFFITH e LAYNE, 1999).

Nos estudos de dados regionais, os métodos de econometria espacial vêm ganhando destaque. Entretanto, não existem estudos que apliquem modelos de resposta da produção agrícola, com efeitos de dependência espacial, a funções com múltiplos insumos e múltiplos produtos. Diversos autores mostraram que a desconsideração desses efeitos leva a estimativas inconsistentes, o que requer estimadores diferenciados. LESAGE (1993) enfocou a dimensão espacial na agricultura, ao incorporar um método formal de econometria espacial na verificação da presença de instabilidade estrutural no espaço, ou seja, heterogeneidade espacial. Neste estudo, examinou-se essa instabilidade no espaço e no tempo, para relações simples de produção de fumo, área colhida, preços da safra passada e variáveis climáticas, e encontraram-se evidências de

⁷ ARLINGHAUS e NYSTUEN (1995) apresentaram discussão sobre as influências espaciais.

variação sistemática dos parâmetros no espaço e no tempo. Os testes do modelo espacial contra o não-espacial foram favoráveis ao modelo espacial, que tem grande poder explicativo, ou seja, existem importantes influências espaciais, em adição ao clima, que afetam a produção de fumo em três dos quatro estados norte-americanos analisados.

Outro ponto a ser destacado neste estudo é a vantagem de se utilizarem dados municipais de seção cruzada e série temporal, com o critério de comparação de Área Mínima Comparável (AMC), no período de 1975 a 1995. Esse procedimento permite obter as vantagens dos dados em painel, visto que amplia o número de observações e permite análises diferenciadas, que seriam inviabilizadas num estudo de seções cruzadas em um único ano, ou de série temporal para os dados agregados. O maior número de observações permite trabalhar com maiores graus de liberdade, evitando problemas de colinearidades entre as variáveis explicativas e, assim, obtendo estimações mais eficientes. A análise em painel permitirá analisar a heterogeneidade entre as observações, de forma adequada, evitando vieses oriundos da pressuposição de que os agentes se comportem conforme a hipótese do agente representativo, ou seja, admitindo-se que tenham comportamento semelhante entre as regiões estudadas⁸.

Os efeitos de políticas macroeconômicas sobre o setor agrícola, em geral, têm sido analisados pelas funções de produção agrícola agregadas para o país, identificando-se as produtividades de fatores e elasticidades de produção das variáveis exógenas, ou por modelos simples para a função de produção de um único produto.

MOREIRA e MIGON (2000) fizeram um estudo em que estimaram uma função de produção agrícola agregada, tipo Cobb-Douglas, para o Brasil, considerando-se pessoal ocupado, área ocupada, número de pés de cultura permanente, número de tratores, número de animais de grande porte como variáveis explicativas. Utilizaram um modelo econométrico espacial com parâmetros que variavam entre as localidades e confirmavam a heterogeneidade

⁸ Para maiores detalhes das vantagens de utilizar dados em painel, ver HSIAO (1986) e BALTAGI (1995).

entre as microrregiões brasileiras, de 1970 a 1996. Entretanto, para países como o Brasil, com grande heterogeneidade, funções agregadas, como as utilizadas por MOREIRA e MIGON (2000), perdem poder explicativo. Nesse sentido, SCHIFF e MONTENEGRO (1997) foram favoráveis aos dados de seção cruzada, já que os resultados de séries temporais não são sempre úteis na previsão do impacto de reformas nas políticas de preços, pois seriam viesados para baixo.

Assim, a análise da resposta da produção com dados municipais, como os aqui utilizados, representa uma contribuição a mais para o entendimento do setor agrícola.

O estudo de FLORES et al. (1987) se assemelha a este estudo, visto que considera seções cruzadas de microrregiões homogêneas, embora em período diferente, 1970 e 1975, e sem avaliar os efeitos espaciais.

Os tipos de dados utilizados podem causar diferenças nos resultados obtidos. Elasticidades obtidas a partir de séries temporais subestimam as verdadeiras elasticidades de oferta, uma vez que os dados temporais estariam sujeitos a variações que não são permanentes, e os produtores responderiam a variações esperadas como permanentes. Entretanto, dados de seção cruzada estariam superestimando as elasticidades, em virtude de diferenças no nível tecnológico e econômico entre as regiões. Se as regiões fossem homogêneas, as elasticidades de longo prazo seriam mais apuradas (HENNEBERRY e TWEETEN, 1991).

Outra contribuição deste trabalho está na utilização de um modelo com múltiplos produtos, o qual reduz as limitações decorrentes da agregação de produtos, como em outros trabalhos. A distribuição da renda, geração de emprego, oferta de alimentos e demanda de insumos passam pelo conhecimento das reações dos produtores às variações dos preços entre regiões e entre culturas, pois os impactos poderão ser diferenciados.

Ao se analisar o problema da interdependência nas localidades, com dados em painel, e ainda a contribuição da econometria espacial, espera-se estar colaborando para o desenvolvimento regional e agrícola do Centro-Oeste brasileiro.

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

1.4. Objetivos

O objetivo geral deste trabalho é determinar a resposta da produção agrícola aos preços, na região Centro-Oeste, no período de 1975 a 1995, mediante um modelo com múltiplos produtos e múltiplos fatores, considerando-se a importância dos efeitos e as inter-relações decorrentes da localização geográfica.

Especificamente, pretende-se:

- a) Avaliar a importância dos preços dos fatores e preços dos produtos para a resposta da produção agrícola no Centro-Oeste brasileiro; e
- b) Avaliar os efeitos espaciais decorrentes sobre a demanda de fatores e sobre a oferta de produtos.

No capítulo 2, apresenta-se o referencial teórico, baseado nas teorias de desenvolvimento agrícola e de localização, na dualidade da função de lucro e, ainda, na teoria de econometria espacial. No capítulo 3, tem-se o modelo analítico que explicita a operacionalização do método de econometria espacial e as características dos dados. O quarto capítulo refere-se à análise dos dados e aos resultados das estimações, seguido do capítulo que contém as conclusões do trabalho.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Este trabalho busca compreender as alterações na produção e no uso de fatores, decorrentes de modificações nos preços ou em outros fatores exógenos. A teoria da produção é o instrumento utilizado nas análises, uma vez que enfoca a idéia da função de produção e da maximização do lucro do produtor.

Ao se analisarem os dados municipais, é possível que ocorram efeitos decorrentes da localização geográfica, que poderão ter influências sobre os preços e sobre as decisões dos produtores de regiões vizinhas, ocasionando efeitos semelhantes aos enfocados pelos modelos de Difusão e de Pólos de Crescimento. A teoria de Econometria Espacial vem auxiliar no tratamento de informações regionais, visto que permite avaliar como a localização geográfica interfere no processo de difusão de informações e na resposta da produção agrícola.

Neste capítulo são mostrados os principais aspectos dos modelos de desenvolvimento agrícola de difusão, inovação induzida e pólos de crescimento, e explicadas as vantagens em se utilizar uma função de lucro, em comparação à função de produção, na forma funcional transcendental logarítmica (translog). Uma seção sobre econometria espacial mostra a base da análise espacial do modelo e a contribuição deste trabalho em associar o modelo translog de lucro com efeitos de vizinhança.

2.1. Modelos de desenvolvimento agrícola

2.1.1. Modelo de difusão

É comum observar efeitos de transferência de informações e tecnologia, em geral, entre agentes localizados próximos entre si. HAYAMI e RUTTAN (1985) citaram estudos que mostram que algumas variedades melhoradas de cultivares podem ser transferidas de uma região para outra e que parte de seus acréscimos em performance também é transferida.

No desenvolvimento agrícola, a difusão de conhecimentos e tecnologia surge como forma de reduzir a variabilidade na produtividade dos fatores entre produtores, em virtude de diferenças na qualidade desses fatores. Observa-se que existem, de modo geral, diferenças culturais de solo e clima, as quais requerem técnicas diferenciadas.

De modo geral, essa teoria foi muito usada pelos extensionistas e sociólogos rurais, preocupados com questões do tipo: *Como os produtores terão acesso aos conhecimentos gerados pelas pesquisas?* ou *Como técnicas desenvolvidas para gerar ganhos de produtividade serão adotadas pelos produtores?*

Assim exposto, fica clara a idéia do termo difusão como transmissão do conhecimento entre os agentes. Como colocado por FERREIRA (1999), difusão em antropologia significa *o processo pelo qual elementos ou características culturais são transmitidos a outras sociedades ou a outras regiões por meio de contato ou de migrações, produzindo semelhanças que não decorrem de invenção independente.*

No Brasil, esse modelo repercutiu por meio de diversas empresas de extensão rural, que, em parte, produziram grandes alterações na agricultura dos Cerrados, dando aplicação às pesquisas desenvolvidas a partir dos anos 60 e expandindo a fronteira agrícola brasileira.

Trabalhos como os de HEADY e DILLON (1961) e HEADY (1952) já mostravam as implicações da transferência de tecnologia e informações nas

análises de economia da produção e, mais especificamente, economia agrícola. O foco passou a ser como realocar, de forma eficiente, os recursos, com vistas em obter ganhos de produtividade.

SANDERS e RUTTAN (1978) argumentaram que a difusão de tecnologias, em geral, responde a alterações nos preços e à escassez relativa de fatores produtivos. Aumentos nos preços de mão-de-obra auxiliaram a rápida difusão da tecnologia mecânica nos Estados Unidos da América, numa característica diferente das tecnologias biológicas e químicas, que comportariam mais como inovação no sistema produtivo, como será visto nas páginas seguintes no modelo de inovação induzida. Esses autores, ao estudarem a agricultura brasileira até os anos 70, observaram a expressiva difusão da mecanização na fronteira agrícola brasileira, ou seja, Mato Grosso (na época, abrangia a área que hoje é o Mato Grosso do Sul), Goiás e Paraná. A região Centro-Oeste seria a de crescimento mais rápido daquela década.

Em alguns países em desenvolvimento, uma ênfase neste modelo gerou problemas relacionados com carência de pesquisa e experimentação, e percebeu-se a necessidade de conjugar diferentes alternativas de desenvolvimento, como os modelos de inovação induzida e de pólos de crescimento (ACCARINI, 1987).

2.1.2. Modelo de inovação induzida

O modelo de inovação induzida foi sugerido por Yujiro Hayami e Vernon Ruttan, em 1971, e basicamente estabelecia que a introdução de uma inovação repercutiria na forma de uma realocação de fatores na direção do uso do fator abundante, de modo geral, mais barato (HAYAMI e RUTTAN, 1985).

As inovações podem ser bioquímicas ou mecânicas e podem melhorar a produtividade dos fatores e propiciar o desenvolvimento do setor. Inovações mecânicas podem possibilitar o cultivo de uma mesma área com menos mão-de-obra, poupando o trabalho em condições de salários elevados em relação aos demais insumos. As tecnologias biológico-químicas também podem viabilizar culturas em áreas de solo antes consideradas inférteis.

Nos mercados agrícolas, a interdependência das demandas de fatores e ofertas de produtos torna imprescindível a análise dos preços relativos. Alterações nas condições de demanda de produtos poderão ocasionar pressões no lado produtivo, alterando o consumo de fatores e a produção. Se existirem aumentos nas demandas de fatores, confrontando com diferentes elasticidades de oferta de insumos, o resultado será alterações nos preços relativos.

Segundo HAYAMI e RUTTAN (1985:84), restrições oriundas de ofertas de terra ou de trabalho inelásticas poderiam ser compensadas por inovações. As formas como essas inovações seriam geradas, e como a sociedade se apropriaria destas, determinariam a efetividade do desenvolvimento agrícola.

Assim, nessa concepção, o desenvolvimento do setor agrícola dependeria da escolha tecnológica que, por sua vez, facilitaria a troca entre fatores relativamente escassos por aqueles relativamente abundantes, como apontou ACCARINI (1987).

Uma importante observação é que, para se ter a inovação induzida, é imprescindível que o sistema de preços reflita as reais condições de oferta e demanda nos mercados de bens e serviços. Assim, os preços serão sinalizadores da escassez (ou abundância) relativa de produtos e fatores, possibilitando a identificação das direções para a pesquisa agrícola.

Por outro lado, a estrutura institucional de centros de pesquisas deve estar apta a perceber os sinais do mercado e a reagir, aumentando a oferta de novas tecnologias amadurecidas e condizentes com a necessidade dos agentes.

Segundo HAYAMI e RUTTAN (1985), o governo deve estar atento à estruturação adequada e ao aperfeiçoamento dos centros de pesquisa, para evitar a ênfase em tecnologias inconsistentes com a escassez relativa dos fatores produtivos e que não atendam às necessidades do setor agrícola.

MELO (1988) enfatizou que a agricultura brasileira, nos anos 70 e 80, cresceu, em grande parte, devido à ênfase em desenvolvimento e investimento em tecnologias para culturas de exportação (principalmente soja, laranja, café e cana-de-açúcar). SANTOS (1986), ao analisar as teorias de desenvolvimento que buscavam a modernização da agricultura, observou que o país teve políticas

viesadas de desenvolvimento rural, com tecnologias poupadoras de fatores abundantes no Brasil, terra e trabalho, contrariamente aos sinais de escassez relativa desses fatores produtivos. Os vieses estariam presentes mediante distorções nos mecanismos de preços (principalmente subsídios no crédito público).

O modelo de inovação induzida considerou também a difusão das técnicas. Este é um ponto importante, pois evidencia a existência de modelos associados, ou seja, a política de desenvolvimento não estaria centrada em um único foco, mas abrangeria os diversos aspectos interligados. A capacidade dos produtores em responder às inovações é parte importante do cenário estudado, já que, muitas vezes, estes possuem escassos meios de resposta (SANTOS, 1986).

Um elemento crítico a esse modelo é a necessidade de um efetivo sistema de informações de mercados entre produtores, instituições de pesquisa, fornecedores de insumos agrícolas e ainda empresários e políticos, como mencionado por HAYAMI e RUTTAN (1985:5). A presença dessa “rede interligada” na agricultura brasileira poderia gerar efeitos espaciais que afetariam os preços e a resposta da produção agrícola brasileira, como mencionado no problema desta pesquisa (seção 1.3).

Um modelo que considera interligações nas regiões dá idéia da necessidade de estabelecer regiões prioritárias para o desenvolvimento agrícola. A escassez de recursos e a necessidade de se estabelecerem metas para a convergência na renda agrícola per capita sugerem a formulação de modelos com pólos de crescimento, do tipo preconizado por J.H. Von Thünen, no século XIX.

2.1.3. Modelo de pólos de crescimento

O modelo de círculos concêntricos, de Von Thünen, foi um dos pioneiros na análise da localização ótima de atividades agrícolas e avaliava a inter-relação nos meios urbano e rural. Algumas idéias defendiam o fato de que a agricultura praticada próxima a grandes centros consumidores tenderia a ter maior sucesso, com elevação da renda agrícola per capita nos centros urbanos.

Existiriam áreas urbanas mais desenvolvidas industrialmente que permitiriam o melhor funcionamento dos mercados de produtos e fatores, com ganhos em eficiência e convergência na distribuição da renda agrícola, originando a idéia dos “pólos de crescimento”.

A definição de pólos de crescimento pode ser colocada, de forma semelhante ao de PERROUX (1977:146), como aquelas localidades onde se manifesta crescimento, podendo ter estas intensidades variáveis, difundindo-se para toda a economia pelos canais de ligação existentes.

O estudo de Zvi Griliches, citado por EVENSON e BINSWANGER (1978), tinha por hipótese que empresas privadas desejosas de desenvolver sementes de milho híbrido, provavelmente, escolheriam regiões já com considerável produção de milho para serem o foco de suas pesquisas, uma vez que, na agricultura, é comum haver especificidades regionais. De certa forma, a inovação por meio das sementes melhoradas seria implementada em um pólo daquele tipo de cultura, e esperava-se sua difusão pelas regiões vizinhas.

KLAASSEN (1977) definiu o modelo de pólos de crescimento como uma política que visa a um equilíbrio no desenvolvimento de uma região. Os estudos sobre as ligações entre pólo e localidades vizinhas podem considerar as indústrias correlatas e de apoio, ou diferentes setores interligados entre si. Assim, aparecem modelos de insumo-produto, com relações técnicas entre produção de diferentes setores e insumos necessários para obter aumento de produção em um setor desejado⁹.

No estudo de pólos de crescimento, a questão do tamanho da região e da distância de interação, com fatores como a comunicação entre as localidades, alteraria o desempenho do pólo como gerador de crescimento, na região como um todo. O tamanho seria dado pela área relevante, em que a procura se igualaria à oferta. Ter-se-iam, então, áreas maiores ou menores, de acordo com o tipo de produto e de indústria considerados.

⁹ Os modelos de pólos de crescimento têm sido mais utilizados nas análises dos setores urbanos. Uma coletânea de estudos de insumo-produto com análises regionais está em ANSELIN e MADDEN (1990).

Os pólos poderiam ter seus desempenhos melhorados com melhores infra-estruturas de transportes, energia, e até mesmo ligações culturais entre produtores e consumidores.

KLAASSEN (1977) concluiu que: a) Uma nova atividade seria implantada em determinado local se houvesse compatibilidade entre as necessidades dos produtores e recursos oferecidos pelo local; b) Uma nova atividade ocasionaria variações na oferta de fatores e nível mais elevado de consumo, em geral; c) O processo cumulativo dos dois itens anteriores geraria crescimento autônomo da economia local, aumentando a atratividade do local e induzindo atividades em novos setores.

Em relação à política regional, o modelo visaria melhor distribuição da renda entre as regiões. A busca pelo desenvolvimento de regiões mais pobres envolveria o uso de recursos das regiões mais ricas, antes que fossem gerados os incentivos para investimentos nas áreas mais pobres.

O ideal seria que os custos fossem arcados por sistemas tributários regionais particulares, de modo que cada região gerasse seus próprios recursos. Entretanto, de modo geral, isto não é possível, já que os custos das regiões mais pobres superam suas receitas tributárias.

Por outro lado, há o ponto de vista de que se deve buscar o desenvolvimento de outras áreas, para que as já desenvolvidas não fiquem superpopulosas e com elevados custos ambientais e de infra-estrutura, como acontece em grandes metrópoles.

Os núcleos ou pólos de crescimento seriam a forma mais econômica de desenvolver regiões atrasadas em seu crescimento, evitando custos sociais. A questão, que ainda fica, é: Quais localidades merecem ser desenvolvidas? A determinação dessas regiões pelos formuladores de políticas, muitas vezes, é limitada pela mobilidade dos fatores entre as regiões, como certa rigidez da mão-de-obra por fatores culturais ou outros objetos de estudo em ciência regional. Por exemplo, observa-se que a migração visa obter maiores oportunidades de emprego.

Assim, o modelo regional requer núcleos de tamanho razoável que tenham indicação de possibilidades de crescimento, prevendo esforços para viabilizar o estabelecimento de ligações entre as cidades da região considerada.

2.2. A resposta da produção agrícola

2.2.1. Dualidade na teoria da firma¹⁰

A análise de funções de produção tem sido constante nos últimos anos, dada a necessidade de se conhecer o inter-relacionamento dos diversos fatores produtivos e o produto resultante. Basicamente, a função de produção estabelece relação entre quantidades de insumos e quantidade máxima de produto, permitindo avaliar as respostas decorrentes de choques aplicados a um dos mercados sobre o sistema como um todo.

No início do século XX, a pesquisa econômica começou a ser direcionada para estimações de funções de produção, ou de funções de oferta, com o objetivo de entender suas especificidades. Entretanto, a teoria econômica mostra que as quantidades demandadas e ofertadas de insumos e de produtos são decisões dos produtores que ocorrem simultaneamente, estando inter-relacionadas. As decisões sobre as quantidades de insumos a serem empregados para obter certa quantidade de produtos não são independentes entre si. Dessa forma, as referidas ofertas e demandas, dada a função de produção, estarão formando um sistema de equações simultâneas, em que as quantidades de insumos e produtos são endógenas. Portanto, estimações de uma única expressão para a função de produção, ignorando essa interação, gerariam estimativas inconsistentes dos parâmetros.

Outro método é fazer estimações do sistema de equações de oferta de produtos e demanda de insumos simultaneamente, admitindo-se determinada forma funcional para a função de produção, para um produtor maximizador de

¹⁰ O leitor interessado poderá aprofundar aspectos da teoria de dualidade em FUSS e McFADDEN (1978), FULGINITI (1986), SADOULET e DE JANVRY (1995), JORGENSON (2000) e MUNDLAK (2000).

lucros. Esse método possui o inconveniente de se adotar, previamente, uma forma funcional para a função de produção, limitando as características em termos de substitutibilidade, mudança tecnológica e economia de escala.

O enfoque da dualidade na teoria da produção apresenta-se como alternativa para suprir parte das deficiências do sistema de equações de oferta e demanda, embora tenha limitações. A seguir, resumem-se as principais características desse enfoque, com vantagens e limitações.

O termo dualidade tem interpretação semelhante ao da programação matemática, considerando-se a função de produção como a função objetivo primal e a função de custo (ou de lucro), como sua dual (POPE, 1982). A teoria da dualidade, desenvolvida e estendida a partir dos estudos de Hotelling (1932) e Shephard (1953), citados por MUNDLAK (2000), mostra que é possível obter as ofertas de produtos e demanda de insumos como funções explícitas dos preços relativos, a partir de relações duais, evitando-se pressuposições a respeito da função de produção.

Seja a função de produção

$$\begin{aligned} q &= f(x, z), \\ q, x \text{ e } z &\in S, \end{aligned} \tag{1}$$

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. Admitindo-se que os produtores sejam tomadores de preço nos mercados de insumos e produtos, a maximização do lucro do produtor restrito pelos insumos fixos (lucro de curto prazo) pode ser expressa por

$$\begin{aligned} \text{Máx } \pi &= p'q - w'x, \\ \text{s.a } q &= f(x, z). \end{aligned} \tag{2}$$

As soluções de controle serão

$$x^* = v(p, w, z), \quad (3)$$

$$q^* = f(v(p, w, z), z), \quad (4)$$

em que x^* é o vetor de demandas de insumos e q^* , 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 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 essas propriedades não dependem da tecnologia¹¹.

Os teoremas da dualidade expressam a possibilidade de se obterem as expressões (3) e (4) para quaisquer formas funcionais que satisfaçam às características básicas das funções de demanda e oferta. Pelo lema de Hotelling¹² tem-se:

$$\frac{\partial \pi^*(p, w, z)}{\partial w} = -x^*, \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi^*(p, w, z)}{\partial p} = q^*. \quad (6)$$

Se a função de lucro for diferenciável com relação aos insumos fixos, então,

¹¹ As demonstrações sobre as propriedades da função de lucro podem ser obtidas de LAU (1972) e VARIAN (1992).

¹² HOTELLING (1932) trabalhou com a dualidade pelo lado do consumidor; SHEPHARD (1953) a estudou pelo lado da produção, considerando a função dual de custo; e McFadden (1972), citado por LAU (1972), envolveu também a função dual de lucro. Os teoremas utilizados são semelhantes em si e derivados do teorema do envelope. Adota-se, aqui, o nome de Lema de Hotelling em concordância com diversos trabalhos na literatura econômica, reconhecendo que o mesmo lema seja atribuído a Shephard, em outros trabalhos.

$$\frac{\partial \pi^*(p, w, z)}{\partial z} = r^*, \quad (7)$$

em que r^* é o vetor de preços-sombra de cada unidade adicional componente do vetor de insumos fixos z .

Em relação à formulação dual, conforme JORGENSON (2000:1),

a grande vantagem desta formulação (dual) está na obtenção das demandas e ofertas como funções explícitas dos preços relativos. Pelo uso da dualidade na teoria da produção, estas funções podem ser especificadas sem a imposição de restrições arbitrárias nos padrões da produção.

Assim exposto, a decisão do pesquisador será baseada na vantagem (ou desvantagem) de se estimar o modelo dual, em comparação ao primal. FUSS et al. (1978:266) complementaram que

o desejo relativo de se estimar a função de produção, ou sua função dual de lucro ou de custo, ou as equações de demanda de fatores ou de oferta, ou as inversas das condições de primeira ordem, dependerá basicamente da estrutura estocástica dos dados. No caso geral, essas equações conjuntamente constituem um sistema simultâneo, e a maioria dos estimadores eficientes são obtidos pela estimação do sistema completo.

Resumidamente, os principais argumentos a favor do emprego de funções duais podem ser assim expressos¹³:

- a) Para formas funcionais, em que não é possível obter uma solução algébrica do modelo primal, utilizando-se as condições de primeira ordem, o emprego da dualidade (utilizando o lema de Hotelling) permitirá obter as demandas de insumos e oferta de produtos diretamente;
- b) As estimativas dos parâmetros de sistemas de equações do primal poderão ser relativamente imprecisas, devido à maior colinearidade nas demandas de insumos do que nos preços;
- c) Certas expressões oriundas da dualidade, como, por exemplo, para calcular as elasticidades-parciais de substituição, são comparativamente mais fáceis de trabalhar do que as equivalentes oriundas do primal.

Da mesma forma, existem limitações no uso da dualidade:

¹³ Para maiores detalhes, ver POPE (1982).

- a) Poderá haver problemas de separabilidade e agregação, com colinearidade nos preços;
- b) Não se obtém, explicitamente, a tecnologia da função de produção, embora a dualidade na função de lucro restrita pelos insumos fixos estabeleça que a tecnologia da primeira possa ser completamente recuperada a partir do conhecimento da segunda;
- c) A expressão dual otimizada deverá satisfazer às restrições teóricas da função de lucro, ou possuir flexibilidade suficiente para que seja possível testar as propriedades *ex-post*, o que nem sempre é possível;
- d) Não é preciso utilizar variáveis endógenas como variáveis explicativas, evitando-se, assim, inconsistências nas estimativas econométricas, devido à presença de simultaneidade nas equações (LOPEZ, 1984:358).

Nesta seção, procurou-se discutir o uso da função dual sem impor restrições específicas da forma funcional adotada. A seguir, aborda-se a escolha da forma funcional, com sucinta descrição das principais formas utilizadas na literatura econômica.

2.2.2. Escolha da forma funcional

As propriedades da função de lucro, mencionadas na seção anterior, não eram específicas de uma forma funcional, mas gerais para qualquer função de lucro e comumente aceitas como válidas na literatura econômica: contínua, duplamente diferenciável, convexa e fechada nos vetores de preços no quadrante não-negativo; estritamente crescente nos preços dos produtos; estritamente decrescente nos preços dos insumos; e linear-homogênea nos preços de insumos e produtos.

Entretanto, a escolha de certas formas funcionais implica a imposição de outras propriedades e poderá dificultar a análise ou comprometer o objetivo do estudo, como, por exemplo, utilizar a função de produção com tecnologia Cobb-Douglas, que, implicitamente, impõe uma elasticidade de substituição unitária

entre os fatores. Caso os testes dessa hipótese não confirmem *ex-post* a elasticidade unitária, os resultados ficarão comprometidos.

Outra situação que pode ocorrer é que a função verdadeira seja dada por uma aproximação de segunda ordem, como, por exemplo, uma expansão da série de Taylor, ao redor de um ponto específico. Caso a estimação seja feita para um domínio muito extenso, poderá ocorrer estimação que não se comporta como uma aproximação de segunda ordem da função verdadeira. Nesse caso, testes de hipóteses poderiam rejeitar a hipótese de maximização da função, sendo que a função verdadeira poderia estar satisfazendo essa hipótese.

Um sistema de produção poderá ser descrito por funções duais e ser consistente com a maximização de lucros, se mantiver algumas propriedades a serem testadas empiricamente, como, por exemplo, monotonicidade e convexidade (ou concavidade, conforme o caso). Satisfeitas essas condições de regularidade, as relações duais poderão ser utilizadas para testar hipóteses de separabilidade, homoteticidade e forma de mudança tecnológica.

Assim sendo, a análise de formas funcionais adequadas dá-se, principalmente, em função dos objetivos do estudo da produção, que, segundo FUSS et al. (1978), podem ser distribuição, escala, substituição, separabilidade e mudança tecnológica. Tópicos auxiliares que motivem a análise de formas funcionais poderão ser flexibilidade tecnológica, eficiência, homoteticidade e agregação.

De acordo com as características dos resultados, têm-se os principais critérios condicionadores da escolha da forma funcional, como parcimônia nos parâmetros (consistência teórica), facilidade de interpretação e domínio de aplicação, necessidades computacionais, flexibilidade e capacidade de o modelo ser utilizado para interpolar ou extrapolar.

As formas funcionais mais comuns, na literatura econômica, são expansões lineares nos parâmetros que aproximam as funções verdadeiras. Os principais tipos de formas funcionais são mostrados na Tabela 1.

Tabela 1 - Principais formas funcionais em economia da produção

Cobb-Douglas logaritmizada:	$\log y = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \log x_i$
CES:	$y^p = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i x_i^p$
Generalizada Leontief:	$y = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \sqrt{x_i} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} \sqrt{x_i x_j}$
Translog:	$\log y = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \log x_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} \log x_i \log x_j$
Quadrática:	$y = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i x_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} x_i x_j$

Fonte: LAU (1978) e FUSS et al. (1978).

A função Cobb-Douglas (CD) é oriunda dos estudos de Cobb e Douglas (1928), citados por LAU (1986), inicialmente para duas variáveis explicativas e, posteriormente, expandida para múltiplos x_i . É uma das formas funcionais mais utilizadas, dada a facilidade de transformar as variáveis numa forma funcional duplo-logarítmica (log-log), como mostrado na Tabela 1. Uma das vantagens em se adotar tal transformação é que lineariza a função nos parâmetros, e estes fornecerão, diretamente, os valores das elasticidades. Cobb e Douglas deduziram a expressão sob pressuposições de retornos constantes à escala (linear-homogênea), competição perfeita nos mercados de produtos e insumos, e maximização de lucro pelas firmas. A função CD é limitada, por possuir elasticidade de substituição unitária. Por tudo que foi citado, pode-se afirmar que, para pequenas variações nas variáveis independentes, ela será sempre uma boa aproximação da função verdadeira. Em outras situações, a qualidade das estimativas passa a ser questionada.

A função Elasticidade Constante de Substituição (cujo formato é da CES, da Tabela 1) foi introduzida nos estudos de Arrow et al. (1961), citados por

LAU (1986). A CES também é linear-homogênea e exibe retornos constantes à escala. Embora seja não-linear nos parâmetros, apresenta algumas vantagens sobre a função CD, ao permitir uma elasticidade de substituição constante, embora possa admitir qualquer valor (a função CD é um caso específico da CES¹⁴). Entretanto, no caso de três ou mais variáveis explicativas, esta função possui severas restrições às possibilidades de substituição¹⁵. Em geral, os experimentos com funções de produção agrícolas, do tipo CES, não tiveram grandes vantagens sobre a CD, prevalecendo a maior simplicidade desta última.

As pesquisas começaram, então, a ser direcionadas para formas funcionais mais flexíveis¹⁶. DIEWERT (1971) apresentou a função generalizada Leontief (GL), conforme Tabela 1, a qual não impõe restrições à elasticidade de substituição entre x_i e x_j , e pode representar uma aproximação de segunda ordem de uma função qualquer.

As funções quadrática e transcendental logarítmica (translog) possuem as formas apresentadas na Tabela 1. A primeira foi apresentada por Lau (1974), citado por FUSS et al. (1978), e a translog, por CHRISTENSEN et al. (1973). Ambas são formas mais flexíveis que as anteriores, visto que permitem diferentes graus de substitutibilidade, retornos à escala e satisfazem às restrições teóricas, na maioria das situações. Uma vantagem está no fato de que funções de produção dessas formas terão produtividades marginais como funções da combinação dos insumos para os quais os coeficientes são calculados (MUNDLAK, 1999).

A função quadrática tem a propriedade de ser autodual, ou seja, as funções de produção e de lucro são funções quadráticas. Ela também evita problemas de convexidade global versus local, enquanto a função translog nem sempre satisfaz às propriedades de monotonicidade e convexidade globalmente

¹⁴ A demonstração dessa característica poderá ser obtida em SILBERBERG (1990).

¹⁵ Ver CHRISTENSEN et al. (1973) e LAU (1986).

¹⁶ São flexíveis porque fornecem aproximações de segunda ordem da verdadeira função. Conforme MUNDLAK (1999), *os parâmetros em questão são primeira e segunda derivações. Seus valores dependerão da combinação de insumos e produtos e portanto diferem entre observações. Conseqüentemente, para grandes variações na amostra, uma aproximação por uma função de coeficientes fixos será errônea.*

(mas essas propriedades podem ser testadas para um conjunto específico de preços).

Entretanto, a translog possui as vantagens de oferecer uma 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 de a translog ser expressa em logaritmos também é uma vantagem, visto que facilita o cálculo das elasticidades-preço da demanda de fatores e oferta de produtos, a partir das parcelas de lucro (a ser detalhado na seção seguinte).

Pode-se mostrar que a função translog acomoda diferentes formas funcionais citadas anteriormente e tem a vantagem de permitir testes na forma funcional. Basicamente, esta é uma expansão de segunda ordem da série de Taylor, em formato similar ao da função Cobb-Douglas, mas que adiciona termos quadráticos e acomoda diferentes valores para a elasticidade de substituição.

Neste trabalho, utiliza-se a função translog de lucro para estudar os efeitos de políticas econômicas que afetam os preços de insumos e de produtos na agricultura brasileira. Dessa forma, aproveitam-se as vantagens da dualidade, estimando-se as expressões de parcelas de lucro e ainda a flexibilidade da forma funcional escolhida.

2.2.3. Parcelas de lucro e elasticidades

Uma função transcendental logarítmica de lucro terá a seguinte forma matricial:

$$\tilde{\pi} = \alpha_0 + \alpha \tilde{d} + \frac{1}{2} \tilde{d}' \beta \tilde{d}, \quad (8)$$

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):

$$\tilde{d} = \begin{bmatrix} \tilde{p} \\ \tilde{w} \\ \tilde{z} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log p \\ \log w \\ \log z \end{bmatrix}. \quad (9)$$

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

$$\frac{\partial \tilde{\pi}}{\partial \tilde{p}_i} \equiv \frac{p_i q_i^*}{\pi^*} \equiv S_i^*, \quad \forall i = 1, \dots, m \quad (10)$$

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

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.

Derivando (8) e utilizando o resultado de (10), têm-se as expressões das parcelas de lucro como funções dos preços dos produtos e dos insumos:

$$S_i^* = \alpha_i + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \tilde{p}_j + \sum_{h=1}^n \beta_{ih} \tilde{w}_h + \sum_{g=1}^v \beta_{ig} \tilde{z}_g, \quad \forall i = 1, \dots, m \quad (11)$$

$$-S_h^* = \alpha_h + \sum_{j=1}^m \beta_{hj} \tilde{p}_j + \sum_{k=1}^n \beta_{hk} \tilde{w}_k + \sum_{g=1}^v \beta_{hg} \tilde{z}_g. \quad \forall h = 1, \dots, n$$

As expressões (11) são consistentes com a hipótese de maximização de lucros, mas, para que satisfaçam às propriedades de uma função translog de lucro, torna-se necessário impor as restrições de homogeneidade e simetria nos preços:

$$\left. \begin{aligned}
\sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{h=1}^n \alpha_h &= 1 \\
\sum_{j=1}^m \beta_{ij} + \sum_{h=1}^n \beta_{ih} &= 0 \quad \forall i = 1, \dots, m \\
\sum_{i=1}^m \beta_{hi} + \sum_{k=1}^n \beta_{hk} &= 0 \quad \forall h = 1, \dots, n \\
\sum_{i=1}^m \beta_{gi} + \sum_{h=1}^n \beta_{gh} &= 0 \quad \forall g = 1, \dots, v.
\end{aligned} \right\} \quad (12)$$

A função translog nem sempre satisfaz às propriedades de monotonicidade e convexidade globalmente, mas, se as satisfizesse em torno de uma gama de preços, os resultados seriam consistentes com a maximização de lucros¹⁷. A condição de monotonicidade implica parcelas estimadas positivas para produtos e negativas para fatores, enquanto a convexidade é examinada pela matriz Hessiana, que deverá ser positiva semidefinida.

O conceito de elasticidade de substituição, originalmente, é o quociente entre a variação percentual nas razões de fatores e a variação percentual na taxa marginal de substituição entre esses. Desenvolvimentos posteriores mostraram que as elasticidades-parciais de substituição são variações percentuais nas quantidades do *i*-ésimo produto (ou insumo), ocasionadas por mudanças percentuais no preço do *j*-ésimo produto (ou insumo), num conceito mais próximo àquele que LIMA (2000) chamou de elasticidade de substituição “um fator-um preço”. Assim sendo, tem-se:

$$\eta_{ij} = \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial q_i^*}{\partial p_j} = \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial^2 \pi}{\partial p_i \partial p_j}, \quad (13)$$

que, ao serem reescritas em termos das parcelas de lucro, podem ser expressas por:

¹⁷ Ver CHRISTENSEN et al. (1973) e LAU (1986).

$$\begin{aligned}
\hat{\eta}_{ijt} &= \frac{\hat{\beta}_{ij}}{\hat{S}_{it}} + \hat{S}_{jt} \\
\hat{\eta}_{iit} &= \frac{\hat{\beta}_{ii}}{\hat{S}_{it}} + \hat{S}_{it} - 1 \\
\hat{\eta}_{hkt} &= -\frac{\hat{\beta}_{hk}}{\hat{S}_{ht}} - \hat{S}_{kt} \\
\hat{\eta}_{hht} &= -\frac{\hat{\beta}_{hh}}{\hat{S}_{ht}} - \hat{S}_{ht} - 1
\end{aligned}
\left. \begin{array}{l} \\ \\ \\ \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{(produtos)} \\ \\ \text{(insumos)} \end{array} \quad (14)$$

As relações entre insumos fixos, produtos e insumos variáveis podem ser obtidas das expressões:

$$\left. \begin{aligned}
\frac{\partial \ln \hat{x}_h^*}{\partial \ln z_g} &= \hat{\alpha}_w + \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_{ig} \ln p_i + \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_{jg} \ln w_j + \frac{\hat{\beta}_{hg}}{\hat{S}_h} \\
h &= 1, \dots, n, \\
g &= 1, \dots, v, \\
\frac{\partial \ln \hat{q}_i^*}{\partial \ln z_g} &= \hat{\alpha}_w + \sum_{j=1}^v \hat{\beta}_{jg} \ln p_j + \sum_{h=1}^n \hat{\beta}_{hg} \ln w_h + \frac{\hat{\beta}_{ig}}{\hat{S}_i} \\
i &= 1, \dots, m, \\
g &= 1, \dots, v.
\end{aligned} \right\} \quad (15)$$

As expressões de (15) oferecem os preços-sombra dos fatores fixos e possibilitam analisar os custos de oportunidade envolvidos na tomada de decisões dos produtores.

O sistema de parcelas de lucro pode ser estimado por métodos de equações aparentemente não-relacionadas (SUR – *Seemingly unrelated regressions*), impondo-se restrições de homogeneidade e simetria nos parâmetros e ainda considerando-se as observações referentes às dependências espaciais presentes em dados regionais, conforme detalhado na seção 2.3. A seguir, têm-se alguns estudos com dualidade na função de lucro, os quais auxiliaram a elaboração deste trabalho.

2.2.4. Algumas aplicações da dualidade na função de lucro

DISCH (1983) construiu um modelo parcial de equilíbrio geral para avaliar os efeitos de intervenções do governo sobre o lado produtivo da agricultura brasileira como um todo. Esse autor estava interessado nos efeitos de pesquisa, desenvolvimento e crédito rural sobre diversos setores, nos efeitos sobre emprego, e nos efeitos distributivos, oriundos de decisões governamentais. Observaram-se crescimento populacional e de renda e mudanças na demanda externa, o que levou a alterações na resposta da produção (oferta de produtos e demanda de fatores). O modelo é parcial, visto que incorpora apenas o setor agrícola, e é geral, já que considera todos os efeitos de substituição na produção agrícola.

Um modelo de produção e consumo foi estimado com base em dados dos anos 70, simulando possíveis pacotes de políticas governamentais para os anos 80. Utilizou-se a teoria da dualidade no consumo, usando-se formas funcionais flexíveis do tipo quadrática, Leontief (generalizada), translog e *Almost Ideal Demand System* (AIDS). Os dados do consumidor foram obtidos dos censos demográficos de 1970 e 1975, e, do produtor, dos censos agropecuários dos mesmos anos.

Do lado da produção, não foi possível estimar o modelo translog, dadas as limitações nos dados disponíveis, e apenas funções quadráticas e Leontief foram utilizadas. O modelo considerou 16 estados, cinco produtos (produtos animais, culturas industriais, culturas de exportação, produtos básicos e feijão), cinco fatores variáveis (mão-de-obra, tração animal, energia, fertilizantes e maquinaria rural), e quatro fatores fixos (intensidade de irrigação, crédito para custeio, estoque de capital e investimento em pesquisa e desenvolvimento). Como produtos animais têm-se agrupados bovinos, suínos, aves e ovos; como culturas industriais, grãos destinados à produção de óleo e ainda algodão; como culturas de exportação, laranja, café, soja e açúcar; e como produtos básicos, batata, arroz, milho, mandioca e trigo. Da mesma forma, os fatores fixos envolvem agregações como, por exemplo, energia, que abrange diferentes tipos

de combustíveis, ou maquinaria rural, que envolve diferentes tipos de tratores e equipamentos, agrupados e convertidos em unidades de referência (neste último caso, tratores de 40HP).

O trabalho de Disch é um bom estudo sobre a agricultura brasileira, no período de 1970 a 1975, e oferece subsídios para o presente estudo, visto que mostrou a importância de estudar os efeitos cruzados entre produtos e fatores. Diferente do que se propõe neste estudo, Disch trabalhou com produtos agrícolas agregados e dados em nível de estado.

WEAVER (1983) utilizou uma função de lucro translog, com múltiplos insumos e múltiplos produtos, para medir as relações técnicas e econômicas agregadas para a região de trigo nos Estados Unidos (EUA). Os dados foram, em parte, de censos agrícolas de 1958, 1964 e 1970, para dois estados norte-americanos (Dakota do Sul e do Norte). Como insumos variáveis foram considerados mão-de-obra, fertilizantes, serviços de capital (maquinaria e construções), materiais e produtos de petróleo e, como fator fixo, terra. Consideraram-se como produtos: grãos para alimentação, grãos para animais e produtos animais. Utilizaram-se Índices de Tornquist, para quantidades e preços agregados de cada produto. Estimou-se o modelo, para as parcelas de lucro, pelo método de regressões aparentemente não-relacionadas (SUR), impondo simetria e homogeneidade aos parâmetros, e testaram-se, posteriormente, as propriedades da função de lucro. Expressões de retornos à escala e retornos ao tamanho (*returns to size*) foram mostradas, além de uma expressão para mudança tecnológica. Os preços esperados foram baseados no mercado futuro.

No trabalho de LOPEZ (1984), o foco principal foi separar os efeitos de substituição e expansão na resposta da produção agrícola do Canadá, utilizando-se uma função de lucro de múltiplos produtos. Esse autor empregou dados de seção cruzada, no ano de 1971, e uma especificação do tipo Leontief. Estimou-se um sistema com seis equações; duas de oferta de produtos (lavouras e produtos animais) e quatro de demanda de fatores (terra e benfeitorias, mão-de-obra contratada, mão-de-obra familiar e capital). O estudo mostrou respostas bem diferentes entre os dois tipos de mão-de-obra, como fatores complementares, e

também apresentou diferenças significativas, visto que não houve desagregação maior nos produtos.

DIAS et al. (1986) apresentaram resultados da estimação de uma função de produção translog para a agricultura brasileira, usando dados dos censos agropecuários de 1970 e 1975, os quais foram de 20 estados, não-desagregados, em nível de produtos e em nível estadual. Os insumos considerados na função foram terra, capital e trabalho. Utilizaram-se procedimentos de regressão de cume, e, apesar de uma função flexível ter sido utilizada, as conclusões foram de retornos constantes à escala para empresas médias e de retornos crescentes para grandes empresas.

FULGINITI (1986) e FULGINITI e PERRIN (1990) focalizaram seu estudo na especificação e estimação de uma função de lucro para a agricultura da Argentina, com múltiplos produtos e insumos, examinando as distorções oriundas de políticas agrícolas nos preços de produtos e fatores. O estudo baseou-se em dados de série temporal, no período de 1940 a 1980, e estimou um sistema de parcelas de lucro com sete produtos agregados (trigo, milho, sorgo, girassol, linhaça, soja e carne bovina), três fatores variáveis (trabalho, capital e um agregado de químicos e fertilizantes) e três fatores fixos (terra, precipitação e mudança tecnológica/tendência). O sistema foi estimado por equações aparentemente não-relacionadas, impondo-se as pressuposições de simetria e homogeneidade. As pressuposições de monotonicidade e convexidade foram testadas e não aceitas. As análises de políticas basearam-se nos resultados obtidos de outro estudo argentino, aplicando-se as variações de preços deste outro estudo às elasticidades estimadas por Fulginiti.

SANTOS (1986) mensurou os vieses na agricultura brasileira ao utilizar estimativas de um sistema de parcelas de custo translog, com cinco séries seccionais (anos censitários de 50, 60, 70, 75 e 80), de 21 estados. Os fatores considerados foram terra, trabalho, máquinas, fertilizantes e outras despesas. As restrições de homogeneidade e simetria foram impostas ao modelo, que foi estimado pelo método de Zellner para equações aparentemente não-relacionadas. O modelo neoclássico utilizado não pôde confirmar a hipótese de modernização

da agricultura brasileira com a hipótese de inovação induzida. O modelo estimado não encontrou relação entre variação de preços relativos de fatores e mudança técnica na agricultura brasileira. Existiam vieses direcionados para tecnologias poupadoras de fatores relativamente abundantes, como terra e trabalho, o que incentivava o uso de máquinas, relativamente mais escassas.

FLORES et al. (1987), ao analisarem a resposta da produção agrícola brasileira e da mudança tecnológica na região dos cerrados, estimaram expressões para parcelas de lucros de uma função translog, nos anos censitários de 1970 e 1975, para microrregiões de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. O modelo foi composto de três produtos agregados (abastecimento interno, energéticos e de exportação), quatro insumos variáveis (fertilizantes, defensivos, mão-de-obra e energéticos), e cinco fatores fixos (área, capital em benfeitorias e equipamentos, crédito para custeio, estoque de animais de tração, e variáveis binárias). O método utilizado foi o de equações aparentemente não-relacionadas (SUR), pelo qual se obtiveram elasticidades-preço diretas e cruzadas. Não foram feitos cenários de políticas, nem testes das propriedades da função de lucro. Os resultados foram, em geral, não-significativos para preços de produtos e insumos, o que leva a questionar a validade das conclusões apresentadas. A tecnologia, no período, para esta região foi intensiva em mão-de-obra e em fertilizantes, e poupadora de energia e defensivos.

HUFFMAN e EVENSON (1989), ao realizarem estudo sobre a agricultura norte-americana, estimaram o sistema de equações de oferta de produtos e demanda de fatores para 42 estados e seis anos censitários (1949, 1954, 1959, 1964, 1969 e 1974). Utilizou-se a função de lucro quadrática, com preços de mercados futuros para as expectativas de preços dos produtos. O estudo buscou uma evidência econométrica das relações entre produtos ofertados (trigo, soja e grãos para alimentação animal) e demandas de fatores (fertilizantes, combustíveis, serviços de maquinaria e mão-de-obra agrícola). Como fatores fixos foram utilizados terra, precipitação, pesquisa agrícola, extensão rural, pesquisa privada, escolaridade e variáveis binárias para os programas diretamente aplicados a algumas culturas. A estimação foi conduzida pelo

método SUR, e obtiveram-se as elasticidades de demanda dos fatores e de oferta dos produtos. Analisaram-se também as distorções causadas pela pesquisa agrícola pública e privada, pela extensão rural e pela escolaridade dos produtores, calculando os efeitos de viés (*bias effects*), e estimaram-se os preços-sombra dos referidos fatores. Foram encontrados vieses na pesquisa em prol do uso de fertilizantes e um modesto viés da pesquisa agrícola contra o uso de mão-de-obra e maquinaria. Constataram-se tendenciosidades na pesquisa pública em favor de soja e na pesquisa privada em favor dos grãos para alimentação animal. A extensão rural estaria favorecendo a mecanização e contrária aos fertilizantes e combustíveis. A escolaridade apresentou altos vieses em favor do trigo e contra os demais. A pesquisa pública e a escolaridade apresentaram grandes retornos para a sociedade, resultados consistentes com a hipótese de inovação induzida.

DELFINO (1990) utilizou uma função de lucro translog na agropecuária argentina, com dados anuais de 1960 a 1985. O modelo foi estimado nas parcelas de lucro restritas pelo método SUR. O produto foi o agregado do setor para produtos agrícolas e animais, utilizando-se índices de Tornquist-Theil-Divisia. Foram usados três fatores variáveis: trabalho, combustíveis e agroquímicos. Com todos os índices de preços e quantidades de cada grupo de produtos, calculou-se um índice de preços agropecuários que foi utilizado na normalização da função de lucro. Os agroquímicos foram agregação de fertilizantes, defensivos e produtos veterinários. O número de hectares de terra cultivada foi um fator fixo, e uma variável tendência representou a mudança tecnológica. Apresentaram-se resultados de três estimações: a) que não impôs restrições; b) que impôs simetria; c) que impôs simetria e homoteticidade. Não foi possível rejeitar a hipótese de simetria. No teste, a função de lucro foi estritamente decrescente no preço dos insumos e convexa. A função também foi estritamente crescente com insumos fixos. Rejeitou-se a hipótese de homogeneidade e verificou-se que a especificação Cobb-Douglas também não seria uma formulação adequada. Constatou-se complementaridade entre todos os fatores. Foi confirmada a importância dos preços do produto, positivos e significativos, embora a

elasticidade de oferta tenha sido menor que um, o que confirmou certa rigidez detectada em outros trabalhos.

SCKOKAI e MORO (1996), ao analisarem a resposta da agricultura italiana, com dados de série temporal, no período de 1963 a 1991, argumentaram que seriam necessárias estimações de resposta da oferta para produtos individualizados e que as estimativas de produtos agregados, nem sempre, permitiriam uma análise de política mais profunda. Para analisar esse problema, esses autores utilizaram a teoria da dualidade e aperfeiçoaram uma metodologia para testar e estimar o modelo, com imposição das propriedades teóricas da função de lucro (homogeneidade e simetria) e um cenário com imposição de separabilidade. Utilizou-se o método SUR, ao estimar as expressões de parcelas da função translog de lucro, para verificar os efeitos de alterações na Política Agrícola Comum (PAC) da União Européia (UE), para seis produtos (trigo, outras culturas da PAC, outras culturas temporárias, culturas permanentes, leite e produtos animais), três fatores variáveis (materiais para culturas, materiais para animais e mão-de-obra empregada) e três fatores fixos (mão-de-obra familiar, terra e capital). Para os produtos, os preços utilizados foram os de intervenção da PAC, como *proxy* dos preços esperados pelos produtores. O modelo foi estimado na forma restrita (com imposição de separabilidade) e irrestrita, e o teste de hipótese não permitiu rejeitar o cenário com imposição de separabilidade. As estimativas foram satisfatórias, visto que foram obtidos resultados consistentes com a teoria econômica. Fatos a serem ressaltados foram a complementaridade entre os insumos variáveis e a grande substitutibilidade entre trigo e outras culturas da PAC, o que reflete a importância da PAC na agricultura da Itália. Similarmente a HUFFMAN e EVENSON (1989), também foram obtidos efeitos de viés, e a característica maior foi o fato de a tecnologia ter sido poupadora de mão-de-obra em praticamente todas as situações. Esses autores concluíram que houve benefício da imposição da separabilidade, dada a redução do número de parâmetros estimados, e sugeriram análise mais criteriosa da formação de expectativas de preços e dos novos instrumentos de política agrícola da EU, quando não afetarem diretamente os preços.

ZALOSHNIJA (1997) fez um trabalho de resposta da oferta agrícola na Albânia, utilizando um modelo semicomercial de famílias rurais e um modelo de função indireta de lucro. Estimou-se um sistema de equações de oferta de produtos e demanda de fatores por SUR iterativo, na forma funcional quadrática. Uma contribuição do autor foi a não imposição de simetria, testando-se essa propriedade após a estimação do sistema, pelo método de McGuirk et al., citado pelo autor. Os produtos foram leite, bezerros de 1 ano, ovelhas e carneiros de 1 ano, trigo, feijão, batata, vegetais e frutas. Os fatores foram animais de trabalho, vacas, carneiros e ovelhas, serviços de trator, serviços de colheita, sementes de trigo, sementes de milho, químicos, nitrato e superfosfato. Como fatores fixos, foram incluídos área de lavoura, trabalho familiar rural, porcentagem de área irrigada no total cultivado e quantidade de árvores frutíferas. Os produtores albaneses, em geral, não mostraram resposta aos preços, e várias estimativas não foram satisfatórias, o que não permitiu uma análise de políticas entre todas as equações de produtos e fatores. O trabalho apresentou uma sugestão interessante para os testes das condições de maximização da função de lucro.

2.3. Teoria de econometria espacial

No estudo de modelos com dados regionais, é comum a constatação de efeitos de interdependência nas diferentes regiões, com fatores explicativos importantes situados em outras localidades. Uma hipótese básica da geografia é que as variáveis em estudo, nas diferentes regiões, estão sempre relacionadas entre si, e esta relação é mais forte quanto mais próximas estas estiverem. A aplicação de métodos da chamada “econometria espacial” vem ganhando espaço na literatura econômica, a partir da constatação de que, na maioria dos casos de dados de seção cruzada, existem autocorrelações espaciais.

No método exposto por ZELLNER (1962), em equações aparentemente não-relacionadas (SUR), a dependência espacial pode estar presente em dados de regiões geográficas, com correlações entre os resíduos. Porém, essa dependência não estaria expressa em uma função parametrizada em particular, mas não

especificada como covariâncias quaisquer, o que distingue a econometria tradicional da espacial.

GRIFFITH (1992 e 1993) enfocou os efeitos de dependência espacial pelo significado de autocorrelação espacial. A autocorrelação, em dados com referência geográfica ou de localidades, pode ser entendida de nove formas diferentes:

- a) Autocorrelação espacial oriunda da *ordenação geográfica dos dados*. Como exemplo, a distribuição da produção agrícola, geralmente, pode ser regionalizada de alguma forma funcional e aceitável, como regiões agrícolas administrativas ou cinturões agrícolas, guiadas mais por características geoclimáticas do que por características históricas que limitam municípios e estados;
- b) Autocorrelação espacial como *descriptor do comportamento em certo mapa*. Por exemplo, encontram-se similares níveis de produtividade agrícola em certos agrupamentos, onde as fazendas mais próximas entre si especializam-se nos mesmos tipos de culturas. Uma autocorrelação positiva poderá ocorrer, e valores se assemelham mais nas unidades mais próximas;
- c) Autocorrelação espacial como *índice do conteúdo de informação presente nos dados georeferenciados*, como um tipo de multicolinearidade entre as localidades. Por exemplo, fazendas adjacentes tendem a ser semelhantes, e municípios adjacentes tendem a apresentar as mesmas produtividades agrícolas. Uma característica interessante é ressaltada no exemplo dos três medidores de poluição. Se buscar responder à questão de qual o melhor lugar para instalar três medidores, de modo a serem mais eficientes na medição da poluição em certa região, poderá chegar-se ao mesmo resultado, ou seja, escolher a mesma posição para os três, quando então fornecerão o mesmo resultado (caso estejam aferidos e tiverem a mesma qualidade), não sendo necessário observar as três medidas, mas apenas um dos medidores;
- d) Autocorrelação espacial como *instrumento para detectar erros de especificação no modelo*, como devido à ausência de variáveis explicativas, heterocedasticidade ou *overlooked outliers*. Por exemplo, devido a erros nas

medidas ou ausência de dados, características como declividade do solo, acidez ou umidade do solo, e outras características biológicas poderão não estar incluídas na análise da produtividade agrícola;

- e) Autocorrelação espacial como *correção para as variáveis não-observáveis*. Por exemplo, os dados de precipitação poderão não estar georeferenciados, e a autocorrelação espacial estaria controlando essas variáveis não-especificadas, reduzindo as conseqüências negativas do erro de especificação do tipo ausência da variável explicativa e aumentando a validade dos resultados;
- f) Autocorrelação espacial como *distúrbio que deve ser corrigido nas estimações*. Não importa, aqui, o valor da autocorrelação, mas apenas preocupa-se em produzir estimativas estatisticamente mais corretas, transformando as variáveis, de modo que sejam removidos os efeitos da autocorrelação. Por exemplo, estudos da agricultura de Porto Rico mostraram grandes diferenças nas médias para os dados básicos, mas insignificante diferença na produção média filtrada para as regiões agrícolas administrativas. ANSELIN (1988a) mostrou os efeitos da autocorrelação espacial desse tipo sobre os estimadores econométricos;
- g) Autocorrelação espacial como *indicador da conveniência de certa divisão regional*. Esta idéia se baseia na implausível autocorrelação espacial negativa. Em presença dessa autocorrelação espacial negativa, poder-se-ia concluir que houve inadequada distribuição regional (forma de delimitação das regiões). Ressalta-se, aqui, a inconveniência de dividir as áreas apenas por satisfação a condições políticas ou culturais. Como ANDRADE (1987) enfocou, muitas vezes, a divisão regional deixa povos semelhantes separados entre si, mas com relações econômicas interdependentes;
- h) Autocorrelação espacial como *idéia de difusão espacial*: fenômenos de certas localidades influenciam os vizinhos. Em agricultura, pode-se pensar que fertilizantes aplicados em uma região podem ser levados pela água ou pelos sistemas de irrigação para regiões vizinhas, necessitando de uma aplicação maior do fator nesse sistema produtivo. Outros aspectos podem ser considerados, como a poluição de uma metrópole que afeta seus vizinhos.

YING (2000) confirmou a presença desses efeitos de difusão na economia chinesa;

- i) Autocorrelação espacial como *mecanismo de um processo espacial*, que pode ser visto como um processo de competição espacial. Em agricultura, pode-se ressaltar o caso da cana-de-açúcar de Porto Rico, que foi trocada por produção de leite, num processo de difusão para fora dos centros urbanos dominantes. No Brasil, pode-se pensar no processo de expansão das culturas no Centro-Oeste, na expansão da fronteira.

É reconhecido que as técnicas econométricas tradicionais, em geral, falham na presença de efeitos espaciais, típicos de dados geográficos de seção-cruzada, devido à violação das tradicionais pressuposições de Gauss-Markov (ANSELIN, 1980, 1988a e 1999; HAINING, 1990; LESAGE, 1999). No caso específico do modelo SUR, a matriz de variância-covariância dos resíduos será para resíduos não-esféricos (principalmente devido à autocorrelação espacial), e algumas das propriedades dos estimadores de Mínimos Quadrados não são verificadas (eficiência no caso de erros autocorrelacionados espacialmente e consistência no caso de variáveis dependentes correlacionadas espacialmente), o que requer métodos econométricos alternativos, como, por exemplo, o de máxima verossimilhança (ML) concentrada nos parâmetros espaciais e iterativo¹⁸.

Assim sendo, apresenta-se, na seção seguinte, o modelo de econometria espacial como uma área específica da econometria, em virtude dos efeitos espaciais que impedem a aplicação direta de métodos econométricos tradicionais.

2.3.1. Econometria espacial

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

¹⁸ ANSELIN (1980) mostrou que os estimadores de ML dos parâmetros serão consistentes, e a matriz de variância-covariância dos parâmetros será baseada nos limites de Cramer-Rao.

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, esse 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 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 que afetam certas unidades, com efeitos extrapolados para outras geograficamente próximas¹⁹.

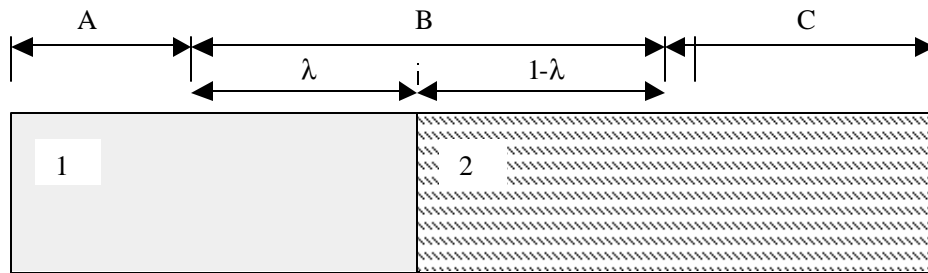
A noção de dependência espacial está estritamente relacionada com a idéia de como as diferentes unidades exercem influência sobre as demais, implicando a necessidade da definição de vizinhos ou vizinhança.

Estatisticamente, considerando-se N unidades espaciais (localidades), num sistema S , e observando-se determinada variável x , o conjunto de vizinhos da unidade i será definido como o conjunto formado pelas unidades 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:

$$P[x_i | x] = P[x_i | x_J]. \quad (16)$$

Considere o exemplo, apresentado por ANSELIN (1988a), de três áreas A, B e C, agregadas arbitrariamente nas unidades 1 e 2, conforme Figura 8.

¹⁹ Um bom trabalho sobre os efeitos das externalidades entre economias que afetam o crescimento econômico das regiões vizinhas por meio de efeitos espaciais é o de VAYÁ et al. (2001).



Fonte: ANSELIN (1988a:12).

Figura 8 - Ilustração da dependência espacial surgida pela delimitação geográfica.

Uma variável observada Y_1 é a agregação de Y_A e uma parcela λ de Y_B . Da mesma forma, Y_2 é a agregação de Y_C e uma parcela $(1-\lambda)$ de Y_B . É fácil perceber que os erros na determinação arbitrária da linha divisória (ou do fator λ), em que se dividem 1 e 2, ocasionam erros de mensuração, gerando um padrão de dependência espacial.

Outro fator que gera o efeito de dependência espacial está relacionado com a difusão de teorias e processos entre localidades. Assim, uma variável Y_i será função das diversas observações de Y , entre as unidades i .

A natureza multidirecional da dependência espacial limita a utilização das técnicas tradicionais aplicadas em séries temporais, o que requer métodos específicos para a econometria espacial. Pode haver autocorrelação entre os erros das regressões que não sejam captados pela econometria tradicional. JUDGE et al. (1985) apontaram a dependência espacial como uma das motivações para o uso de modelos de regressões aparentemente não-relacionadas.

O segundo efeito espacial, a heterogeneidade espacial, está relacionado com a ausência de estabilidade de certas variáveis comportamentais no espaço geográfico. Isto representaria, econometricamente, a necessidade de parâmetros que variam entre as diferentes localidades, ou parâmetros aleatórios, ou, ainda, outras formas de mudança estrutural. Essas heterogeneidades podem ser vistas como erros de mensuração oriundos de variáveis ignoradas, ou erros de

especificação do modelo, que geram heterocedasticidade. Esse efeito é específico da localização espacial e, portanto, chamado de heterogeneidade espacial.

Na econometria espacial, incorporam-se, explicitamente, as características espaciais utilizando uma matriz de ponderação espacial, a qual modificará as variáveis do modelo ou os resíduos ou ambos, simultaneamente. Após essa modificação, utilizam-se técnicas econométricas específicas para obter os estimadores dos parâmetros, considerando-se os efeitos espaciais.

2.3.2. A matriz de ponderação espacial

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

Nos casos em que existe uma fronteira retangular, ou uma grade por meio da qual as unidades estão distribuídas, a visualização da influência espacial é facilitada. Entretanto, para distribuições irregulares, como ocorre de modo geral, uma definição que utilize distâncias pode ser mais adequada (esta questão voltará a ser tratada mais à frente).

Suponha o caso da existência da grade de localidades em forma retangular, apresentada na Figura 9. A fronteira comum pode ser considerada de diferentes formas, conforme a regra predeterminada para vizinhança.

		b		
	b	a	b	
		b		

regra da
“torre”

	c		c	
		a		
	c		c	

regra do
“bispo”

	c	b	c	
	b	a	b	
	c	b	c	

regra da
“rainha”

		d		
	c	b	c	
d	b	a	b	d
	c	b	c	
		d		

regra de segunda ordem

Fonte: Adaptado de ANSELIN (1988a:18).

Figura 9 - Representação das regras de contigüidade de primeira e segunda ordem, num mapa regular de localização.

Lembrando-se algumas relações do jogo de xadrez, a regra da “torre” (borda comum) estabelecerá que os vizinhos de “a” serão os elementos “b”. Se a regra adotada para vizinhança for a do “bispo” (vértice comum), então os vizinhos serão os elementos “c”. Caso a regra seja a da “rainha” (borda e vértice comuns), então todos os “b” e “c” serão considerados vizinhos de “a”. Essas são as dependências espaciais de primeira ordem, uma vez que apenas um passo separa “a” de seus vizinhos. Podem-se observar os elementos “d”, considerados como dependentes espaciais de segunda ordem de “a”, por, indiretamente, sofrerem os efeitos de “a” por intermédio de “b” ou “c”, conforme a regra estabelecida.

No caso de localidades em uma distribuição irregular, como acontece com estados e municípios, pode-se pensar a contigüidade como o menor caminho entre as duas localidades. A ordem de contigüidade “k” será determinada quando as unidades espaciais forem contíguas de primeira ordem, em relação a uma unidade espacial contígua de ordem “k-1” ou menor. Na Figura 9, observa-se que

“c” e “d” são contíguas de segunda ordem de “a”, pela regra da “torre”, uma vez que são contíguas de primeira ordem de “b”.

Imagine que as localidades sejam identificadas por números, conforme Figura 10. Representando as contigüidades da figura anterior com elementos que compõem cada linha e cada coluna de uma matriz binária de contigüidade (por exemplo, a sexta linha e a sexta coluna que correspondem ao sexto elemento, conforme numeração apresentada na Figura 10), tem-se a Tabela 2.

	1	2	3	
	4	5	6	
	7	8	9	

Fonte: Adaptação do autor.

Figura 10 - Esquema de identificação dos elementos.

Na Tabela 2, o elemento $(4,5) = 1$ significa que as localidades 4 e 5 são vizinhas, conforme regra de contigüidade da “torre”, num mapa regular como na Figura 10.

Alguns autores consideram diferentes tipos de matrizes de ponderação espacial, na tentativa de aprimorar a matriz binária, incorporando as idéias de distância, de extensão da fronteira comum, de ponderação dos elementos pela respectiva área geográfica da localidade em estudo, ou mesmo a questão logística estabelecida por meio de dados de transporte, informação ou outras conexões entre as localidades. Podem-se utilizar também relações técnicas de insumo-produto inter-regionais para as conectividades entre regiões (ANSELIN, 1988a; ARBIA, 1989; ANSELIN e MADDEN, 1990).

Tabela 2 - Matriz binária de contigüidade de primeira ordem, para dados em grade (regra da “torre”)

		localidade →								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
localidade ↓	1	0	1	0	1	0	0	0	0	0
	2	1	0	1	0	1	0	0	0	0
	3	0	1	0	0	0	1	0	0	0
	4	1	0	0	0	1	0	1	0	0
	5	0	1	0	1	0	1	0	1	0
	6	0	0	1	0	1	0	0	0	1
	7	0	0	0	1	0	0	0	1	0
	8	0	0	0	0	1	0	1	0	1
	9	0	0	0	0	0	1	0	1	0

Fonte: Adaptado de ANSELIN (1988a).

Muitas vezes, essas idéias incorporam parâmetros que deverão ser determinados exogenamente ou *a priori*, numa etapa separada do resto da análise espacial, podendo ocasionar problemas de regressões espúrias, com a validade das estimativas condicionadas aos valores de parâmetros predeterminados.

De acordo com o modelo de ANSELIN (1980), a matriz de ponderação deve possuir relação direta com uma conceituação teórica da estrutura de dependência, em vez de mero reflexo de uma descrição específica de um padrão espacial. Os testes de hipóteses a serem conduzidos para verificar, ou não, a relação de dependência poderão, apenas em caso da rejeição da hipótese nula de independência espacial, significar a não-aceitação da independência espacial, mas não confirmar que aquela estrutura de dependência proposta seja correta.

2.3.3. Operador de defasagem espacial

Similarmente ao operador de defasagens em modelos de série temporal, utiliza-se um operador de defasagens espaciais, juntamente à idéia de matriz de

ponderação espacial, para relacionar uma variável, em uma localidade, com as observações desta variável, em outras unidades espaciais do sistema.

A diferença é que o operador de defasagem espacial considera defasagens em diferentes direções, conforme a regra de contigüidade preestabelecida. Imaginando uma grade matricial retangular, as possíveis localidades, pela regra da “rainha”, seriam: $(i-1, j+1)$; $(i, j+1)$; $(i+1, j+1)$; $(i-1, j)$; $(i+1, j)$; $(i-1, j-1)$; $(i, j-1)$; $(i+1, j-1)$. Nos casos em que a distribuição espacial não observa uma grade retangular de pontos, essas direções serão infinitas!

Considera-se, então, um operador de defasagens espaciais como a soma das multiplicações entre as observações em questão e o peso associado por meio da matriz de ponderação espacial:

$$L^s x_i = \sum_j w_{ij} \cdot x_j \quad \forall j \in J_i, \quad (17)$$

em que L^s é o operador de defasagem associado à classe de contigüidade ou ordem s ; j é o índice das observações pertencentes à classe de contigüidade s para i ; e w_{ij} são as ponderações espaciais. Para todas as observações do sistema como parte do vetor X , para a classe de contigüidade s , tem-se a expressão anterior em termos matriciais:

$$L^s X = W_s \cdot X, \quad (18)$$

em que W_s é a matriz de ponderação espacial para contigüidades de ordem s .

Nessa formulação, salienta-se que os pesos da matriz W_s sejam considerados dados. Em geral, os pesos w_{ij} são normalizados, de modo que a soma de cada uma das linhas de W_s seja igual a 1. Essa normalização é um procedimento matemático que facilita a interpretação e a comparação dos coeficientes do modelo com outros estudos, consistindo na divisão de cada peso pelo somatório dos valores da linha. Entretanto, tal transformação gera uma matriz W_s assimétrica, com implicações, em complexidade numérica, na estimação e nos testes estatísticos.

ANSELIN e BERA (1998) e HAINING (1990) apresentaram algumas formas de se incorporar a ponderação espacial em modelos econométricos. Considerando-se o modelo geral de regressão, $Y = X\beta + \varepsilon$, o efeito espacial pode ser incorporado nas variáveis ou nos erros.

Supondo que uma observação y_i , 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 , tem-se a expressão para y_i , da forma:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + \tau \sum_{j \in N(i)} x_{r,j} + e_i, \quad (19)$$

em que τ é o parâmetro de efeito espacial; $x_{r,j}$ é um vetor de k variáveis explicativas na localidade j . Esse 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-se, 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 , $j \in N(i)$, a expressão para y_i seria:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \dots + \beta_k x_{k,i} + \rho \sum_{j \in N(i)} y_j + e_i, \quad (20)$$

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

Em muitos casos, a dependência espacial pode ser difícil de ser especificada, ou oriunda de variáveis em outras regiões e não-especificadas no

modelo e, assim, estar presente nos erros da regressão. Nesse caso, o modelo seria do tipo:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \dots + \beta_k X_{k,i} + e_i + \lambda \sum_{j \in N(i)} e_j, \quad (21)$$

em que \mathbf{I} é o parâmetro de efeito espacial presente nos erros. Esse modelo é, usualmente, chamado modelo de "dependência espacial nos erros" (*spatial error dependent regression*).

O modelo geral espacial pode ser expresso, matricialmente, por

$$LY = LX \cdot \beta + L\varepsilon,$$

em que L denota o operador de defasagem espacial de primeira ordem; $LY = (I - \mathbf{r}W) \cdot Y$; $LX = (I - \mathbf{r}W) \cdot X$; e $L\varepsilon = (I + \mathbf{I}W) \cdot \varepsilon$. Os parâmetros espaciais foram definidos anteriormente, e W é a matriz de dependência espacial de primeira ordem²⁰.

Apresentadas essas explicações sobre o operador de defasagem espacial e sobre a matriz de ponderação espacial, têm-se, nas seções seguintes, algumas considerações a respeito do método econométrico empregado e das implicações econométricas relacionadas com os testes de hipótese da presença de correlação espacial nos erros do sistema de equações.

2.3.4. SUR espacial

Nesta seção, procura-se mostrar a diferença entre o aqui chamado SUR "tradicional" (SUR – regressões aparentemente não-relacionadas, do inglês *Seemingly Unrelated Regressions*) e o SUR espacial (SSUR – *Spatial SUR*).

²⁰ É oportuno mencionar que se considerou uma matriz W comum para os três tipos de efeitos espaciais apenas para facilitar o entendimento do leitor. Podem-se, perfeitamente, incorporar diferentes matrizes para os efeitos nas variáveis e nos erros, conforme as características do estudo.

Fazem-se necessárias algumas considerações sobre a taxinomia utilizada neste trabalho. Em uma única equação, podem-se expressar dados em seção cruzada e série temporal, da forma²¹:

$$y_{it} = x_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (23)$$

em que x_{it} é um vetor-linha de observações para a localidade i , no período t ; β_{it} é um vetor de parâmetros espaço-tempo específicos; e ε_{it} um termo de erros, tal que

$$E[\varepsilon_{it}] = 0; E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{js}] \neq 0. \quad (24)$$

Para $i = j$, e $t = s$, a variância residual pode ser vista como constante (caso homocedástico) ou variável (caso heterocedástico). Poderá também variar entre localidades (no espaço i), entre períodos no tempo t , ou em ambos (i , t , simultaneamente), ou seja,

$E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{it}] = \sigma,$	variância constante
$E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{it}] = \sigma_i,$	heterogeneidade espacial
$E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{it}] = \sigma_t,$	heterogeneidade temporal
$E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{it}] = \sigma_{it},$	variância espaço-temporal específica.

Com $i \neq j$, e $t = s$, poderá ocorrer correlação espacial contemporânea, que poderá ser, ou não, a mesma em todos os períodos:

$$E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{jt}] = \sigma_{ij}(t), \quad \text{correlação contemporânea}$$

Com $i = j$, e $t \neq s$, a dependência é do tipo temporal e poderá ser constante ou variar entre unidades espaciais:

$$E[\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{is}] = \sigma_{ts}, \quad \text{correlação temporal}$$

²¹ Para maiores detalhes, ver ANSELIN (1988a).

Quando $i \neq j$, e $t \neq s$, a dependência ocorre no espaço e no tempo, simultaneamente:

$$E [\varepsilon_{it} \cdot \varepsilon_{js}] = \sigma_{ij}(ts), \quad \text{correlação espaço-temporal}$$

Em geral, a expressão (23), com β_{it} , não é operacional por problemas de graus de liberdade em cada observação. Uma alternativa é adotar β constante, entre observações no tempo e no espaço. Em algumas situações, o parâmetro β_{it} é fixo em uma de suas dimensões, e estimações que utilizem o método de equações aparentemente não-relacionadas podem ser obtidas, com erros correlacionados, em uma das dimensões.

O método SUR, exposto por ZELLNER (1962), envolve um sistema de M equações, para T observações, com a m -ésima equação, da forma:

$$y_m = x_m \beta_m + \varepsilon_m, \quad (25)$$

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:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \Lambda & 0 \\ 0 & X_2 & \Lambda & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \Lambda & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_M \end{bmatrix} \quad (26)$$

ou

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (27)$$

em que $Y \equiv [y'_1 y'_2 \dots y'_M]'$; $\beta \equiv [\beta'_1 \beta'_2 \dots \beta'_M]'$; $\varepsilon \equiv [\varepsilon'_1 \varepsilon'_2 \dots \varepsilon'_M]'$; e X é uma matriz bloco-diagonal.

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

$$V = E[\varepsilon\varepsilon'] = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \Lambda & \sigma_{1M}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \Lambda & \sigma_{2M}I \\ M & M & O & M \\ \sigma_{M1}I & \sigma_{M2}I & \Lambda & \sigma_{MM}I \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I, \quad (28)$$

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

Esse modelo, aqui considerado como SUR “tradicional”, pode ser visto como M equações para T observações em seção cruzada, ou seja, T localidades. Nesse caso, \mathbf{S}_{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, \mathbf{S}_{mm} é a variância do termo residual da equação do produto (e, ou, fator) m .

O método SUR Espacial (SSUR) implica a incorporação de efeitos espaciais nos erros, ou seja, um modelo SUR com autocorrelação espacial nos erros²², a qual 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 que estão 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, em quatro períodos, com a hipótese de erros espacialmente autocorrelacionados entre equações. Para as T observações ($T = N_1 + N_2 + N_3 + N_4$, um N para cada período) e para os dados em sua forma “empilhada”, o sistema tem a forma a seguir:

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + \varepsilon, \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \mu, \end{aligned} \quad (29)$$

²² Ressalta-se, aqui, que a incorporação dos efeitos espaciais não elimina os efeitos tradicionais de modelos SUR (correlação entre os resíduos das diferentes equações).

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 ($T.M \times 1$) de resíduos não-esféricos, em que cada elemento é um vetor $T \times 1$; λ é uma matriz diagonal ($M \times M$) de parâmetros espaciais que variam em cada equação; W é a matriz de ponderação espacial para o conjunto das observações, cuja diagonal é composta de W_i , como a seguir:

$$W = \begin{bmatrix} W^{75} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & W^{80} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W^{85} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W^{95} \end{bmatrix}, \quad (30)$$

em que W^{tt} 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

$$E[\mu \cdot \mu'] = \Sigma \otimes I \quad (31)$$

O modelo apresentado é tal que os erros apresentam um processo espacial auto-regressivo entre cada equação (um parâmetro espacial diferente para cada equação) e estão correlacionados entre equações.

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

$$\begin{aligned} \Omega &= E[\varepsilon \varepsilon'] = B(\Sigma \otimes I)B', \\ B &= [I - (\Lambda \otimes W)]^{-1}, \end{aligned} \quad (32)$$

em que Λ é uma matriz diagonal $M \times M$ dos coeficientes espaciais λ ; e I é uma matriz identidade de dimensões $(T.M \times T.M)^{23}$.

A estimação desse modelo parece similar à dos 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 e 1988a)²⁴.

No sistema de equações na forma de dados “empilhados”, sob a pressuposição de normalidade, a função logaritmizada de verossimilhança, omitindo-se os termos constantes, será

$$L = -\frac{1}{2} \ln |\Omega| - \frac{1}{2} (Y - X\beta)' \Omega^{-1} (Y - X\beta), \quad (33)$$

$$|\Omega| = |B(\Sigma \otimes I)B'| = |\Sigma|^T |B|^2.$$

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

$$L = -\frac{T}{2} \ln |\Sigma| - \ln |B| - \frac{1}{2} (Y - X\beta)' [I - (\Lambda \otimes W)'] [\Sigma^{-1} \otimes I] [I - (\Lambda \otimes W)] (Y - X\beta) \quad (34)$$

ou

$$L = -\frac{T}{2} \ln |\Sigma| + \sum \ln |I - \lambda_i W| - \frac{1}{2} (Y - X\beta)' [I - (\Lambda \otimes W)'] [\Sigma^{-1} \otimes I] [I - (\Lambda \otimes W)] (Y - X\beta), \quad (35)$$

em que \mathbf{I} tem dimensões $M \times 1$.

²³ Apenas para facilitar o entendimento alguns parágrafos à frente, pode-se mostrar que $\Omega^{-1} = [I - (\Lambda \otimes W)'] [\Sigma^{-1} \otimes I] [I - (\Lambda \otimes W)]$.

²⁴ ANSELIN (1980) mostrou que inferências baseadas nas estimativas de OLS poderão ser errôneas, uma vez que as estimativas de OLS para a variância dos resíduos é tendenciosa. ANSELIN (1988a e 1990) mostrou os ganhos da estimação utilizando-se ML iterativo, comparativamente aos métodos de SUR-GLS, em presença de autocorrelação espacial e instabilidade estrutural dos parâmetros. BALTAGI e LI (1999) também compararam as vantagens/desvantagens dos estimadores de ML sobre os de OLS, em um modelo uniequacional e dados em painel, num estudo sobre a demanda de cigarros.

ANSELIN (1988a:157-158) mostrou os resultados da otimização da expressão (35), e as condições de primeira ordem fornecem as estimativas dos parâmetros da regressão e da matriz de covariância entre equações, da forma:

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

$$\Sigma = \frac{1}{N} Z' Z,$$
(36)

em que Z é uma matriz de resíduos transformados $T \times M$, $Z = [z_1, z_2, \dots, z_M]$, $z_i = (I - \lambda_i W)e_i = e_i - \lambda_i W e_i$, $e_i = y_i - X_i \beta_i$, $i = 1, 2, \dots, M$.

As estimativas de β_i são obtidas como solução para M equações não-lineares, para cada i , da forma:

$$\text{tr } W (I - \lambda_i W)^{-1} = \sum_h \sigma^{ih} [e_i' W' (I - \lambda_h W) e_h],$$
(37)

em que tr significa traço da matriz; σ^{ih} é o elemento (i,h) da matriz inversa Σ^{-1} . Um procedimento iterativo comum, em que se obtêm as estimativas de β_i , isoladamente de β_h , não fornecerá resultados de máxima verossimilhança. Apenas quando σ^{ih} for nulo para qualquer $h \neq i$, por exemplo, quando ocorrer ausência de covariância entre equações, a expressão acima reduzir-se-á às tradicionais condições de ML para erros correlacionados espacialmente (ANSELIN, 1988a:144).

As expressões β , Σ e o traço formam um sistema de equações altamente não-linear, e busca-se a solução para β , β e Σ . Uma alternativa seria um procedimento iterativo, de forma que, a cada iteração, os valores de β_i sejam condicionados a β (que fornece valores residuais e_i) e Σ^{-1} da iteração anterior.

2.3.5. Alguns estudos com métodos espaciais

Como mencionado anteriormente, existem poucos estudos de resposta da produção com modelos que considerem os efeitos espaciais. Os estudos

resumidos, a seguir, referem-se a aplicações de modelos espaciais relacionados com o setor agrícola, mas que não envolvem a resposta da produção agrícola com funções duais de lucro.

LESAGE (1993) enfocou a dimensão espacial na agricultura, incorporando um método formal de econometria espacial, para verificar a presença de instabilidade estrutural no espaço, ou seja, heterogeneidade espacial. Ao examinar essa instabilidade no espaço e no tempo, para relações simples de produção de fumo, área colhida, preços da safra passada e variáveis climáticas, encontrou evidências de uma variação sistemática dos parâmetros no espaço e no tempo. Esse autor utilizou um método bayesiano para misturar as distribuições paramétricas das áreas espacialmente relacionadas. A hipótese é de que parâmetros de áreas agrícolas espacialmente relacionadas possuam comovimentos no tempo, devido às influências espaciais comuns.

Enfatizou-se a necessidade de estimar relações múltiplas com um modelo flexível o suficiente para acomodar as mudanças abruptas nos parâmetros no espaço, ou ainda para acomodar *outliers*. A motivação foi que existem áreas pequenas onde ocorrem grandes alterações climáticas e de produtividades, que alteram o perfil regional, aparecendo como *outliers* na amostra. Esse caso seria típico em dados censitários.

A técnica utilizada no artigo foi introduzida por Gordon e Smith (1988 e 1990), citados por LESAGE (1993), com estimação por métodos bayesianos e filtro de Kalman. Consiste na introdução de um hiperparâmetro b na expressão $Y = Xb + e$, em que b depende dos seus valores passados e dos valores passados de seus vizinhos, inserindo a noção de matriz de vizinhança ao estilo de ANSELIN (1988a):

$$b = g b_{-1} + (1-g)B_{-1}W + w, \quad (38)$$

em que o parâmetro g é o hiperparâmetro; a matriz X contém as variáveis explicativas (área colhida, preço do ano anterior, temperatura e precipitação); e Y é a produção de fumo. A matriz de vizinhança (W) é do tipo binária para

fronteira comum ou não, normalizada para a soma da linha ser um. O erro aleatório bem comportado é representado por w .

Se as áreas vizinhas exerceram, espacialmente, influência histórica na produção agrícola da localidade analisada, então os parâmetros das localidades vizinhas deverão conter informações das forças atuantes no espaço vizinho, no período anterior. Esse arcabouço permite verificar efeitos de difusão em que as forças espaciais não emanam apenas de regiões contíguas, mas também dos vizinhos dos vizinhos.

Introduziu-se, portanto, um método capaz de produzir estimativas em presença de *outliers*, mudanças estruturais e influências de heterogeneidade espacial. Foram 49 modelos que interagem para produzir sete modelos e, posteriormente, convergir para um único modelo, em cada observação. O modelo empírico usou dados de 1900 a 1970, do Kentucky, Carolina do Norte, Tennessee e Virgínia, todos nos Estados Unidos. Os testes do modelo espacial contra o não-espacial foram favoráveis ao modelo espacial, com grande poder. Existem importantes influências espaciais, em adição ao clima, que afetam a produção de fumo, em três dos quatro estados analisados.

BENIRSCHKA e BINKLEY (1994) não estudaram diretamente a agricultura, mas apenas o preço da terra. A idéia era verificar a validade da hipótese de que o preço da terra seria mais variável com a distância do mercado. Analisaram-se dados municipais de cinco estados produtores de milho dos Estados Unidos, no período de 1969 a 1987. Considerou-se o modelo teórico do tipo defendido por Von Thünen, para localização de fazendas semelhantes que circundavam um mercado central. As variáveis básicas utilizadas foram preço da terra, distância do mercado, rendimento por área, algumas variáveis relacionadas com o tipo de solo, e uma medida para o grau de atividade não-agrícola no local. Esses autores formularam uma correlação espacial de primeira ordem para os erros, ao estilo do modelo de *spatial error dependent regression*, da seção 2.3.1. As estimações seguiram o procedimento descrito para o SUR espacial, ou seja, um tipo de mínimos quadrados generalizados com ponderação espacial que afetava a matriz de variância-covariância dos resíduos. Esses autores detectaram

a presença de maior variabilidade do preço da terra nas regiões mais distantes do mercado e concluíram que a política agrícola deve reconhecer o fator geográfico que afeta os preços de regiões vizinhas.

O modelo de MOREIRA e MIGON (2000) é similar ao de LESAGE (1993). Utilizou-se um modelo de parâmetros variáveis espacialmente para obter as elasticidades dos fatores de produção. O modelo difere dos de correlação espacial, pois estes últimos consideram as influências da vizinhança, mas têm parâmetros que variam no tempo e coeficientes dos regressores que refletem características locais no sentido temporal.

Esses autores tentaram captar as vantagens de se modelarem todos os censos agropecuários juntos (1970-1995/1996), nas microrregiões (MR). Adotou-se uma abordagem de Cadeia de Markov-MonteCarlo, e comparou-se o modelo de parâmetros variáveis com o de parâmetros fixos, com a diferença de que o de parâmetros fixos *não considera a heterogeneidade dos parâmetros mas são mais parcimoniosos e incluem, ainda que de forma indireta, a informação da vizinhança espacial das MR* (p. 2).

Uma função de produção agrícola agregada, tipo Cobb-Douglas, para o Brasil, foi estimada, considerando-se pessoal ocupado, área ocupada, número de pés de cultura permanente, número de tratores e número de animais de grande porte como variáveis explicativas. Como era de esperar, para área ocupada, elasticidades mais elevadas aparecem no Nordeste e Sudeste; para pessoal ocupado, as maiores estão na Amazônia, no Pantanal e no Sul do país; para número de bovinos e número de máquinas, as elasticidades são maiores no Centro-Sul. A economia de escala é mais acentuada no Centro-Sul do país. Esses autores encontraram heterogeneidade entre as microrregiões brasileiras e fizeram algumas considerações sobre as limitações na construção das variáveis e na qualidade dos dados, mas confirmaram a existência de amplo campo de pesquisa nessa área.

Não relacionados com a agricultura, mas importantes do ponto de vista de convergência de renda, têm-se os trabalhos de MAGALHÃES et al. (2001) e VAYÁ et al. (2001).

MAGALHÃES et al. (2001), ao estudarem a convergência de renda entre os estados brasileiros, adotaram uma análise de econometria espacial, usando dados de 1970 a 1995. Encontraram fortes correlações espaciais, com indícios de dependência espacial nos erros, e concluíram que a não-consideração desses efeitos geraria erros de especificação no modelo. Esses autores citaram Rey e Montouri (1999), dos quais adaptaram o modelo com conceitos de sigma e beta-convergência. A autocorrelação espacial, neste artigo, implica a ausência de independência entre as observações de dados em seção cruzada, ou *a existência de uma relação funcional entre o que ocorre em um ponto no espaço e o que ocorre nos demais lugares* (ANSELIN, 1988a:11). As divisões dos estados e municípios, muitas vezes, gerariam essa dependência espacial, ao não coincidir com a divisão espacial do fenômeno em estudo.

Mencionaram-se aspectos da matriz de vizinhança e citou-se GRIFFITH (1995), que concluiu que a especificação dessa matriz é muito importante, pois pode alterar os resultados da análise espacial. Outra conclusão importante foi que é melhor incluir alguma ponderação espacial do que deixar nulos todos os valores. Detectou-se que estados pobres circundam estados pobres, com existência de concentração como efeito regional. A não-consideração desses efeitos espaciais geraria erros de especificação no modelo.

VAYÁ et al. (2001) fizeram análise do crescimento e das externalidades entre economias. A importância de fatores, como acumulação de capital, sempre é vista como importante externalidade que eleva o nível tecnológico e permite maiores inovações nas economias em geral. Esses autores, ao focalizarem essas externalidades do ponto de vista de difusão espacial, argumentaram que elas se propagam entre as economias, superando as barreiras regionais e, ainda mais, em regiões dentro de cada economia. Esses autores estudaram regiões da Espanha e outras regiões européias.

A idéia de que a difusão seria maior nas regiões mais próximas foi analisada por métodos de econometria espacial, com dados em painel, e uma função de produção duplo-logarítmica. Basicamente, utilizou-se uma ponderação espacial do tipo binário (0 para localidades não-contíguas e 1, para contíguas),

com defasagens espaciais nos erros e variação dos parâmetros espaciais entre períodos.

Na Espanha, o período foi de 1964 a 1993 e o parâmetro espacial foi fortemente significativo, o que indica que existem *spillovers* entre as regiões espanholas. Em uma análise de 108 regiões da União Européia, no período de 1975 a 1992, esses autores encontraram estimativas de que dois terços dos retornos na região eram devidos aos *spillovers*.

Esses autores concluíram que existem efeitos de difusão nas regiões estudadas, com regiões mais ricas circundadas por vizinhos com altas taxas de crescimento. Sugeriram a criação de agências que promovessem investimentos regionais para aliviar esse problema geográfico e tentar obter benefícios da difusão de tecnologias entre as regiões.

YING (2000) também analisou efeitos de difusão do crescimento econômico na China, no período de 1978 a 1995. Ao utilizar um modelo com econometria espacial ao estilo de HAINING (1990), fez análises simples univariadas nas diversas regiões chinesas. Os resultados indicaram efeitos de difusão econômica, de primeira ordem de contigüidade, em Guangdong, com forte difusão para as regiões costeiras de Hainan e Guangxi. Regiões como Hunan e Jiangxi apresentaram comportamentos polarizadores. Esse autor foi favorável à atuação governamental, com políticas preferenciais para as regiões costeiras, as quais direcionem os efeitos de difusão/polarização no espaço econômico chinês.

3. MODELO ANALÍTICO

O referencial teórico, apresentado no capítulo anterior, explicitou as equações de parcelas de lucros a serem estimadas. Entretanto, não foram mencionados os produtos e fatores específicos deste estudo. Neste trabalho foram considerados os seguintes produtos: arroz, feijão, milho, soja, bovinos e leite. A participação desses produtos nos valores da produção agropecuária dos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, respectivamente, correspondeu, aproximadamente, a 87%, 84% e 87%, no ano de 1975, e 88%, 80% e 79%, em 1995/96²⁵.

Os fatores considerados são diferenciados em fixos e variáveis. Os variáveis são terra arrendada, mão-de-obra contratada, óleo diesel e fertilizantes, e os fixos, estoque de capital, estoque de bovinos, terra própria disponível e mão-de-obra familiar.

Em geral, esse tipo de modelo multiproduto-multifator, multiequacional, com dados em seção cruzada e série temporal (SCST), é estimado utilizando procedimentos de equações aparentemente não-relacionadas (SUR – *Seemingly Unrelated Regression*)²⁶, com Mínimos Quadrados Generalizados, ou Mínimos

²⁵ Neste caso, utilizou-se, para animais, o valor dos abates mais o valor das vendas. Os percentuais foram calculados com base nos dados dos Censos Agropecuários do IBGE.

²⁶ Os estudos variam, visto que os dados são em seção cruzada e, ou, série temporal, como pode ser observado em SIDHU e BAANANTE (1981), WEAVER (1983), HERTEL e MCKINZIE (1986),

Quadrados Não-Lineares (NLS – *Non-linear Least Squares*)²⁷, ou, ainda, Máxima Verossimilhança (ML – *Maximum Likelihood*)²⁸.

Como exposto no capítulo anterior, em presença de dados municipais, considera-se o possível efeito de dependência espacial nos dados. A recomendação é utilizar o modelo SUR, testar a presença desse efeito espacial e, em caso de confirmação, estimar o modelo SUR Espacial (SSUR).

Este capítulo é organizado da seguinte forma. Primeiro, descreve-se o teste para verificar presença ou ausência de dependência espacial nos dados. Em seguida, tem-se o teste para verificar a presença de relação entre os erros das expressões dos sistemas (confirmando ou não a vantagem em se utilizar um estimador de SUR) e, posteriormente, as características dos dados da pesquisa.

3.1. Teste de dependência espacial

O teste tradicional em econometria espacial, em modelos uniequacionais com dados de seção cruzada, é o teste da estatística de Moran, citado por ANSELIN (1988a). Entretanto, em modelos com dados de seção cruzada e série temporal e em modelos multiequacionais, ANSELIN (1988b) apresentou um teste baseado no multiplicador de Lagrange (LM), que apresenta distribuição de probabilidade conhecida e satisfaz às 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 equações²⁹. O vetor de coeficientes é dividido na forma:

$$\theta = [\lambda \mid \sigma^2 \beta], \quad (39)$$

FLORES et al. (1987), HUFFMAN e EVENSON (1989), DELFINO (1990), EVENSON e QUIZON (1991), REIS et al. (1993).

²⁷ McINTOSH e SHUMWAY (1991) utilizaram NLS, mas empregaram dados anuais no período de 1951 a 1982.

²⁸ BALL (1988) utilizou ML, com dados anuais para o período de 1948 a 1979.

²⁹ Ressalta-se que, aqui, os valores i serão relativos às diferentes equações de produtos e fatores (portanto, M equações e M valores de λ).

em que σ^2 contém os elementos do triângulo superior de Σ .

O teste parte, basicamente, das condições de primeira ordem da otimização da função de verossimilhança logaritmicada, construído a partir do vetor *score*, d , tal que

$$LM = d'I^{\lambda\lambda}d, \quad (40)$$

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 vetor *score* é obtida de (35), para o \mathbf{I} de cada equação i (no sistema de (M-1) equações, já com imposição das restrições de homogeneidade³⁰):

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_i} = -\text{tr}W(I - \lambda_i W)^{-1} + \varepsilon' [I_{T(M-1)} - (\Lambda \otimes W')(\Sigma^{-1} \otimes I_T)(E^{ii} \otimes W)]\varepsilon, \quad (41)$$

em que L é a função de verossimilhança logaritmicada; tr indica o traço da matriz; \mathbf{e} é o vetor de resíduos (M-1) x 1; Λ é uma matriz diagonal (M-1) x (M-1), com os elementos \mathbf{I}_i ; E^{ii} é uma matriz (M-1) x (M-1) de zeros, à exceção do valor um no elemento (i, i); e $I_{T(M-1)}$ e I_T são matrizes identidade de ordem T·(M-1) e T, respectivamente. A expressão (41) será simplificada ao se considerar que, sob hipótese nula, \mathbf{I}_i será nulo e, portanto, também o será Λ . Sabendo-se que a diagonal principal de W é nula por convenção ($tr W = 0$), a expressão (41) será reduzida a:

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_i} = \varepsilon'(\Sigma^{-1} \otimes I_T)(E^{ii} \otimes W)\varepsilon = \varepsilon'(\Sigma^{-1} \cdot E^{ii}) \otimes W\varepsilon. \quad (42)$$

Como um vetor linha para todo (M-1) \mathbf{I}_i , a expressão para o *score* reduz-se a:

³⁰ O teste é feito nos resíduos do sistema com (M-1) equações, uma vez que a equação M terá seus parâmetros obtidos, residualmente, a partir das restrições de homogeneidade. Para facilitar o entendimento, o leitor deve olhar (M-1) como o número de equações, após a exclusão da equação do fator normalizador. A partir deste ponto, utiliza-se um apóstrofo (') para simbolizar a matriz transposta.

$$d' = \iota'(\Sigma^{-1} * U'WU), \quad (43)$$

em que \mathbf{i} é um vetor de uns de dimensão $(M-1) \times 1$; U é uma matriz $T \times (M-1)$, em que o vetor de resíduos para cada equação corresponde às colunas; e $*$ corresponde ao produto Hadamard³¹.

O indicador de LM só estará completo ao se especificar a matriz de informação e obter seu elemento $I^{\lambda\lambda}$. ANSELIN (1988a) mostrou a dedução da matriz de informação sobre dados em painel no modelo SUR Espacial, com erros espacialmente correlacionados, e o elemento referente aos I_i será:

$$\Psi(\lambda, \lambda) = (\text{tr}W^2) \cdot I + \text{tr}(W'W) * \Sigma^{-1} * \Sigma = T_2 \cdot I + T_1 * \Sigma^{-1} * \Sigma, \quad (44)$$

em que T_2 é uma matriz diagonal $(M-1) \times (M-1)$, cujos elementos são $\text{tr}W^2$; e T_1 é uma matriz simétrica $(M-1) \times (M-1)$, cujos elementos são $\text{tr}(W'W)$.

A expressão para o teste será, portanto, a combinação de (43) e (44), em LM , e terá a seguinte forma:

$$LM_{\text{SUR}} = \iota'(\Sigma^{-1} * U'WU) [T_2 \cdot I + T_1 * \Sigma^{-1} * \Sigma]^{-1} (\Sigma^{-1} * U'WU)' \iota, \quad (45)$$

cujas variáveis foram definidas anteriormente.

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 de SUR padrão neste trabalho), e ainda, do cálculo das matrizes que contêm informações da ponderação espacial W .

³¹ Sejam 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, $A_{ij} * B_{ij} = a_{ij} \cdot b_{ij}$.

3.2. O modelo espacial de parcelas de lucros

Na seção 2.2.3, as expressões das parcelas de lucros são apresentadas, em (11), como funções dos preços dos produtos (P), dos preços dos insumos variáveis (w) e dos insumos fixos (z). Entretanto, admitindo-se a existência de efeitos de caráter espacial 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):

$$S_i = \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^m \mathbf{b}_{ij} \tilde{p}_j + \sum_{h=1}^n \mathbf{b}_{ih} \tilde{w}_h + \sum_{g=1}^v \mathbf{b}_{ig} \tilde{z}_g + \mathbf{e}_i$$

$$-S_h = \mathbf{a}_h + \sum_{j=1}^m \mathbf{b}_{hj} \tilde{p}_j + \sum_{k=1}^n \mathbf{b}_{hk} \tilde{w}_k + \sum_{g=1}^v \mathbf{b}_{hg} \tilde{z}_g + \mathbf{e}_h \quad (46)^{32}$$

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

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

$$\begin{bmatrix} \mathbf{e}_i \\ \mathbf{e}_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_i \mathbf{W} \mathbf{e}_i + \mathbf{m}_i \\ \mathbf{I}_h \mathbf{W} \mathbf{e}_h + \mathbf{m}_h \end{bmatrix} \quad (47)$$

em que λ é o parâmetro espacial dos erros, que varia, entre as equações, para cada produto e insumo, mas é considerado constante, contemporaneamente, entre as observações; \mathbf{m}_i e $\mathbf{m}_h \sim N(0, \Sigma \otimes I)$. Como $\tilde{p} = \ln P$; $\tilde{w} = \ln w$ e $\tilde{z} = \ln z$, pode-se expressar (46) por

$$S1 = \alpha_1 + \gamma_{1,1} \ln P_1 + \gamma_{1,2} \ln P_2 + \lambda + \gamma_{1,M-1} \ln w_{M-1} + \gamma_{1,M} \ln w_M + \sum_{g=1}^v \gamma_{1g} \tilde{z}_g + \varepsilon_1,$$

$$S2 = \alpha_2 + \gamma_{2,1} \ln P_1 + \gamma_{2,2} \ln P_2 + \lambda + \gamma_{2,M-1} \ln w_{M-1} + \gamma_{2,M} \ln w_M + \sum_{g=1}^v \gamma_{2g} \tilde{z}_g + \varepsilon_2, \quad (48)$$

M

$$SM = \alpha_M + \gamma_{M,1} \ln P_1 + \gamma_{M,2} \ln P_2 + \lambda + \gamma_{M,M-1} \ln w_{M-1} + \gamma_{M,M} \ln w_M + \sum_{g=1}^v \gamma_{Mg} \tilde{z}_g + \varepsilon_M,$$

³² Uma vez que todas as variáveis e parâmetros são distribuídas no tempo, omitiu-se o subscrito temporal (t).

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_g são os fatores fixos; e os erros sofrem efeitos espaciais. Para melhor ilustração, tem-se o vetor de parcelas de lucro do produto arroz (1) como:

$$S1 = \begin{bmatrix} \left(\begin{array}{c} S1_1^{75} \\ M \\ S1_{N_{75}}^{75} \end{array} \right) \\ \left(\begin{array}{c} S1_1^{95} \\ M \\ S1_{N_{95}}^{95} \end{array} \right) \end{bmatrix}_{T \times 1}, \quad (49)$$

em que T é o número de observações ($T = N_{75} + N_{80} + N_{85} + N_{95} = 694$), ou seja, a soma do número de localidades, em cada ano censitário.

Os erros apresentam uma estrutura parecida à de $S1$, e pode-se representar (47) da forma de dados “empilhados” (à exceção das matrizes de parâmetros espaciais e de ponderação espacial, que serão explicitadas a seguir), considerando-se os erros de todas as equações num único vetor:

$$(I - \Lambda \otimes W)\boldsymbol{\varepsilon} = (I - \Lambda \otimes W) \left\{ \begin{array}{l} \left[\begin{array}{l} \left(\boldsymbol{\varepsilon}_1^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\varepsilon}_{N_{75}}^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\varepsilon}_1^{95} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\varepsilon}_{N_{95}}^{95} \right) \end{array} \right]_{S1} \\ M \\ \left[\begin{array}{l} \left(\boldsymbol{\varepsilon}_1^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\varepsilon}_{N_{75}}^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\varepsilon}_1^{95} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\varepsilon}_{N_{95}}^{95} \right) \end{array} \right]_{SM} \end{array} \right\}_{(M-1)T \times 1} = \left\{ \begin{array}{l} \left[\begin{array}{l} \left(\boldsymbol{\mu}_1^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\mu}_{N_{75}}^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\mu}_1^{95} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\mu}_{N_{95}}^{95} \right) \end{array} \right]_{S1} \\ M \\ \left[\begin{array}{l} \left(\boldsymbol{\mu}_1^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\mu}_{N_{75}}^{75} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\mu}_1^{95} \right) \\ M \\ \left(\boldsymbol{\mu}_{N_{95}}^{95} \right) \end{array} \right]_{SM} \end{array} \right\}_{(M-1)T \times 1} = \boldsymbol{\mu}, \quad (50)$$

em que I é uma matriz identidade; $\boldsymbol{\varepsilon}$ é o vetor de erros não-esféricos; e \boldsymbol{m} um vetor de erros normais e de variância-covariância $\Sigma \otimes I$.

A matriz de parâmetros espaciais Λ é composta de diferentes parâmetros espaciais, em cada equação. Assim sendo, tem-se uma matriz diagonal, da forma:

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 & & & & & & & & \\ & \lambda_2 & & & & & & & \\ & & \lambda_3 & & & & & & \\ & & & \lambda_4 & & & & & \\ & & & & \lambda_5 & & & & \\ & & & & & \lambda_6 & & & \\ & & & & & & \lambda_7 & & \\ & & & & & & & \lambda_8 & \\ & & & & & & & & \lambda_9 \end{bmatrix}_{9 \times 9}. \quad (51)$$

A matriz de ponderação espacial (W), no período como um todo, é considerada constante entre as equações, tem dimensões 694×694 , e em sua diagonal principal os elementos são nulos. Os seus elementos terão valor unitário

quando as localidades apresentarem fronteira em comum, e serão nulos, caso contrário. Neste trabalho, optou-se por normalizar W , de modo que suas linhas somem a unidade, em conformidade com as justificativas citadas na seção 2.3.3. Na forma binária, ela será simétrica apenas quando não-normalizada. A matriz W normalizada terá a forma seguinte, para $N = 694$ observações:

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} = 0 & w_{12} & \Lambda & w_{1N} \\ w_{21} & w_{22} = 0 & \Lambda & w_{2N} \\ M & M & O & M \\ w_{N1} & w_{N2} & \Lambda & w_{NN} = 0 \end{bmatrix}_{N \times N} . \quad (52)$$

As expressões (48) são consistentes com a hipótese de maximização de lucros, mas, para que esta satisfaça às propriedades de uma função translog de lucro, torna-se necessário impor as restrições de homogeneidade aos preços, apresentadas em (53).

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{h=1}^n \alpha_h &= 1 \\ \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} + \sum_{h=1}^n \gamma_{ih} &= 0 & \forall i = 1, \dots, m \\ \sum_{i=1}^m \gamma_{hi} + \sum_{k=1}^n \gamma_{hk} &= 0 & \forall h = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^m \gamma_{gi} + \sum_{h=1}^n \gamma_{gh} &= 0 & \forall g = 1, \dots, v. \end{aligned} \right\} \quad (53)$$

A imposição das restrições de homogeneidade, considerando-se as condições de singularidade da matriz de variância-covariância, equivale a eliminar uma das equações de parcelas do sistema, cujos parâmetros serão calculados, residualmente, a partir das restrições de (53) com os parâmetros estimados. O produto (ou fator), cujo preço foi utilizado como normalizador, tem sua equação eliminada na estimação do sistema.

Os modelos tradicionais de resposta da oferta estimados nas parcelas de lucro utilizam os estimadores de equações aparentemente não-relacionadas

(método SUR), por acreditarem na presença de correlação entre os resíduos das diferentes equações de demandas de fatores e ofertas de produtos.

No modelo apresentado, acredita-se na presença dessa 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, que incorpora essas informações na matriz de variância-covariância dos erros, permitirá obter estimativas mais precisas.

Seguindo a orientação de ANSELIN (1988a:183-184), podem-se descrever os seguintes passos para estimação do SSUR, tomando-se por base a maximização da função logaritmizada de verossimilhança concentrada em termos dos parâmetros da variância-covariância Σ e do parâmetro espacial λ :

- a) Estimar o sistema pelo método SUR tradicional, obtendo-se b_{SUR} ;
- b) Calcular os resíduos específicos de cada equação e_i ;
- c) Dados e_i , obter o valor de λ_i que maximiza a função logaritmizada de verossimilhança concentrada;
- d) Dado λ_i , obter o vetor de resíduos ajustados espacialmente, $u_i = (I - \lambda_i W)e_i$;
- e) Obter uma estimativa para $\Sigma = (1/N)Z'Z$, baseada em u_i :
 - i. $Z = [z_1, z_2, \dots, z_M]$,
 - ii. $z_i = (I - \lambda_i W)e_i$,
- f) Dados λ_i e Σ , obter a estimativa de β aplicando o SUR padrão nas variáveis transformadas $X^* = (I - \lambda_i W)X$ e $Y^* = (I - \lambda_i W)y$;
- g) Verificar se o critério de convergência foi satisfeito; caso positivo, parar, caso contrário, ir para (h);
- h) Obter novos valores para os resíduos, tornando $e_i = y_i - Xb_{iSUR}$;
- i) Dados e_i e Σ , obter novas estimativas para λ_i , pelas condições de primeira ordem: $\text{tr } W(I - \lambda_i W)^{-1} = \sum_h \sigma^{ih} [e_i' W'(I - \lambda_h W)e_h]$;
- j) Obtidos novos λ_i , calcular novos valores para u_i ;
- k) Dados u_i , derivar nova matriz Σ ; e
- l) Ir para (f).

Esse procedimento apresenta complicações computacionais para estimar o sistema deste trabalho, devido ao tamanho da amostra e ao número de equações e variáveis envolvidas no modelo. Um segundo procedimento, sugerido por ANSELIN (1988a:144), foi adotado, conforme os passos seguintes:

- a) Estimar o sistema pelo método SUR tradicional, obtendo-se b_{SUR} ;
- b) Calcular os resíduos específicos de cada equação e_i ;
- c) Dados e_i , obter o valor de λ_i a partir de $e_i = \lambda_i W e_i + u_i$;
- d) Dados λ_i , obter a estimativa dos parâmetros de cada equação (b_{iSUR}) aplicando o SUR no sistema com variáveis transformadas $X_i = (I - \lambda_i W)X$ e $Y_i = (I - \lambda_i W)Y$;
- e) Verificar se o critério de convergência dos parâmetros foi satisfeito; caso positivo, parar, caso contrário, ir para (f);
- f) Obter novos valores para os resíduos, tomando $e_i = Y - Xb_{iSUR}$;
- g) Dados e_i , obter novas estimativas de λ_i ;
- h) Obtidos novos λ_i , calcular novos valores para as variáveis transformadas X_i e Y_i ; e
- i) Ir para (d).

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

3.3. Características dos dados

Os dados deste trabalho foram obtidos dos Censos Agropecuários do IBGE, trabalhados no formato de Área Mínima Comparável (AMC), nos anos de 1975, 1980, 1985 e 1995-1996³³. Adotou-se o artifício da AMC para compatibilizar as informações de diferentes estruturas municipais, a qual permite a comparação das informações nos diferentes anos censitários e oferece uma

³³ Agradece ao IPEA-RJ e à Márcia Pimentel, pelo auxílio no trabalho com os dados.

contribuição empírica, ao se utilizar um período bem mais amplo do que os estudos anteriores. A construção da AMC consistiu em agregar os municípios até ter uma distribuição comum entre os anos. Por exemplo, consideraram-se as informações de três municípios A, B e C. A localidade A foi criada em 1995, a partir de B e C. Assim, os dados devem ser trabalhados, de modo que a AMC seja o conjunto das três localidades unidas³⁴. Utilizou-se o software *Gauss for Windows*[®] versão 3.6, para fazer a agregação em AMC. Assim sendo, analisaram-se as informações para as AMC das áreas que hoje fazem parte dos Estados de Mato Grosso do Sul (MS), Mato Grosso (MT) e Goiás (GO)³⁵. Têm-se, portanto, 226 AMC em cada um dos quatro censos, num total de 904 observações.

A primeira análise dos dados para a região Centro-Oeste levou à escolha dos produtos e fatores a serem utilizados no modelo. A escolha dos produtos foi feita com base nos valores da produção das culturas e dos produtos animais de maior importância no valor da produção de todo o setor agrícola dos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, conforme dados dos Censos Agropecuários do IBGE. O valor da produção (VP) foi observado sem descontar a compra de animais, uma vez que essa informação não estava disponível nos primeiros anos da amostra. Os produtos escolhidos, como citados anteriormente, foram arroz, feijão, milho, soja, bovinos e leite, que correspondiam a mais de 80% do valor total da produção agropecuária de cada estado, no período de 1975 a 1995.

Muitos autores utilizaram produtos agregados na resposta da oferta agrícola. DELFINO (1990) estudou a agricultura argentina, em que o produto era o agregado do setor para produtos agrícolas e animais. EVENSON e QUIZON (1991) também analisaram um único produto agrícola agregado, em nove regiões das Filipinas. Outros trabalhos semelhantes, aplicados ao Brasil, utilizaram produtos agregados, como em DISCH (1983), com produtos animais, culturas

³⁴ Este critério para AMC foi adotado com base em informações de técnicos do IPEA, aos quais agradecemos pelo fornecimento dos dados. No Apêndice E, estão relacionados os municípios que compõem cada AMC.

³⁵ Não são consideradas as AMCs referentes a Tocantins e Distrito Federal.

industriais, culturas de exportação, produtos básicos e feijão, com dados de 1970 e 1975. DIAS et al. (1986) fizeram uma análise da agricultura brasileira agregada, com dados de 1970 e 1975, e FLORES et al. (1987), ao analisarem o Centro-Oeste, utilizaram três produtos agregados (abastecimento interno, energéticos e de exportação), com dados de 1970 e 1975.

Neste estudo, uma das contribuições à agricultura brasileira foi a análise de produtos e fatores que não sofreram agregação, ou seja, foram analisados separadamente, em cada equação.

SCKOKAI e MORO (1996), ao realizarem análise da resposta da agricultura italiana, consideraram trigo, outras culturas participantes da Política Agrícola Comum da União Européia, outras culturas temporárias, culturas permanentes, leite e produtos animais. Argumentaram que são necessárias estimações de resposta da oferta para produtos individualizados e que as estimativas de produtos agregados nem sempre permitem uma análise de política mais profunda. HUFFMAN e EVENSON (1989), ao estudarem a agricultura norte-americana, consideraram trigo, soja e grãos para alimentação animal como produtos do sistema. FULGINITI (1986), ao analisar a Argentina, utilizou sete produtos (trigo, milho, sorgo, girassol, linhaça, soja e carne bovina). ZALOSHNIJA (1997) estimou a resposta da oferta para a Albânia, considerando-se leite, bezerros de um ano, ovelhas/carneiros de um ano, trigo, feijão, batata, vegetais e frutas como produtos. A diferença, neste último trabalho, reside na consideração dos animais jovens, como produtos, e animais adultos, como fatores produtivos.

Na escolha dos fatores variáveis, observaram-se as despesas dos principais insumos no total das despesas reportadas nos Censos Agropecuários. Portanto, têm-se mão-de-obra contratada, terra arrendada, fertilizantes e combustíveis; como fatores fixos, mão-de-obra familiar, terra própria disponível, tratores e estoque de bovinos.

Alguns autores utilizaram informações como irrigação, escolaridade do responsável, clima, temperatura, crédito agrícola, entre outras variáveis. Entretanto, no estudo das características espaciais em nível de AMC, muitas

dessas informações não estavam disponíveis neste nível de análise, o que impossibilitou a maior abrangência do estudo³⁶.

Escolhidos os produtos e fatores do modelo, as variáveis utilizadas no sistema foram as parcelas de lucros de produtos e fatores variáveis, os preços de produtos e de fatores variáveis, e ainda outros fatores fixos. Detalha-se, a seguir, cada variável do modelo.

Os preços dos produtos foram obtidos dos dados de valor da produção e de quantidade de cada produto, para cada AMC dos três estados considerados. Para os bovinos, considerou-se apenas o valor das vendas e dos abatidos, bem como suas respectivas quantidades, para obter os preços³⁷. Para feijão, foram consideradas as três safras reportadas nos censos.

Para o fator mão-de-obra contratada, o preço foi calculado a partir das despesas com salários em dinheiro e em produtos, divididas pela quantidade de mão-de-obra contratada permanente e temporária. Adotou-se uma compensação para a mão-de-obra com menos de 14 anos e para as diferenças de preços entre trabalho permanente e temporário, conforme mostrado no Apêndice B.

Para terra arrendada, um procedimento semelhante foi utilizado, dividindo-se 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-se, como pesos, os preços médios de lavouras e de explorações animais da Fundação Getúlio Vargas (FGV), para os três valores semestrais, de forma semelhante ao da mão-de-obra contratada, cujas expressões de cálculo estão detalhadas no Apêndice B.

³⁶ Os leitores interessados poderão percorrer uma vasta literatura sobre resposta da produção agrícola e diferentes usos de fatores variáveis e fixos. Sugerem-se, aqui, os trabalhos de ZALOSHNIJA (1997), SCKOKAI e MORO (1996), EVENSON e PRAY (1991), HUFFMAN e EVENSON (1989), FULGINITI (1986) e DISCH (1983).

³⁷ Pode-se questionar a não-subtração do valor dos comprados para obter os valores das produções, entretanto, este procedimento é compatível com o método de cálculo dos valores totais da produção animal do IBGE.

Os preços do óleo diesel foram obtidos dos censos agropecuários, dividindo-se o valor das despesas pela quantidade consumida.

Para fertilizantes, o censo fornece as despesas com cada um deles. Entretanto, não se têm as quantidades consumidas por cada município. Nesse caso, foram utilizados os preços estaduais fornecidos pela FGV. Perde-se em variabilidade, uma vez que esses preços não são municipais. Utilizou-se o preço do superfosfato de cálcio simples como aproximação para os preços de fertilizantes, já que a formulação dos adubos foi muito alterada entre 1975 e 1995, e considerando-se que cada cultura utiliza uma formulação própria, de acordo com o solo. Admitindo-se que os preços dos diversos componentes dos fertilizantes, sendo o nitrogênio, o fósforo e o potássio os principais, sofreram variações de preços semelhantes, a aproximação utilizada não representará grande limitação. A FGV apresenta dados mensais, e a transformação para dados referentes aos anos censitários foi feita pelo cálculo do preço como média para junho, julho e agosto dos anos de 1974, 1979, 1984 e 1995, meses em que foram preparados os solos a que se referem as safras reportadas nos censos.

No cálculo do número de pessoas que constituem a mão-de-obra familiar adotou-se o mesmo critério da mão-de-obra contratada, para compensar entre homens, mulheres e crianças. Incluiu-se, aqui, apenas a mão-de-obra familiar, que abrange o responsável, mas não parceiros. Esse procedimento é similar ao adotado por ZALOSHNIJA (1997) e por SCKOKAI e MORO (1996). As quantidades de pessoas serão somadas, com peso um para homens e mulheres maiores de 14 anos, e peso 0,5 para homens e mulheres menores de 14 anos. As informações são provenientes dos Censos Agropecuários do IBGE.

A variável terra própria disponível (TPD) representou 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, mas um estoque apenas das terras próprias, medida em hectares, a partir dos dados censitários³⁸.

³⁸ Ver Apêndice B, para detalhes do cálculo desta variável.

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. Há limitação ao se considerar o trator como da mesma idade, o que equivale dizer que um novo iguala a um velho trator e, na média, estariam na metade da vida útil.

Para a variável fixa quantidade de bovinos, o número de animais foi considerado em unidade-animal (U.A.), para ponderar a mais os animais adultos, conforme coeficientes técnicos apresentados na Tabela 8A (Apêndice A). As quantidades de animais foram obtidas nos Censos Agropecuários.

As parcelas de lucro foram obtidas dos valores da produção utilizados no cálculo dos preços dos produtos e nos valores das despesas, empregados no cálculo dos preços dos fatores. Com esses valores de produtos e despesas, um lucro parcial foi obtido, ao qual se referem as participações de cada produto e fator. Nesse caso, as parcelas de lucros são positivas para produtos e negativas para fatores. No caso de prejuízo, as parcelas são positivas para fatores e negativas para produtos.

Todos os valores e preços foram deflacionados, para dezembro de 2000, pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas. Como a colheita é feita, na sua maior parte, entre março e maio de cada ano e tendo em vista que a quantidade colhida é vendida na época da colheita, considerou-se, para efeito de deflacionamento, o IGP-DI médio para os meses de março, abril e maio do ano da colheita, ou seja, do ano de referência.

Considerando-se apenas as áreas sobre as quais se têm informações, foi possível verificar a presença de valores atípicos (*outliers*) em todas as variáveis medidas. O critério seguido para detectar os *outliers* foi o do *interquartile range* (ou intervalo interquartil) igual à diferença entre os quartis superior, F_U , e inferior, F_L , dos dados analisados. Esse procedimento foi feito pelo programa *Spacestat*[®], que segue o mesmo método citado em HAINING (1990:198-207),

considerando-se como um *outlier* a informação y_i , caso $y > F_v + 1.5 (F_v - F_L)$ ou $y_i < F_L - 1.5 (F_v - F_L)$. Várias observações apareceram como *outlier*, em alguma variável ou em algum período. De modo geral, existiram aglomerações com valores maiores para observações próximas entre si, indicando, intuitivamente, a presença de efeitos da localização. Não foram excluídos os *outliers* que se concentravam em determinadas culturas, o que reflete as especificidades da produção, como, por exemplo, regiões mais concentradas em determinada cultura. Na verdade, são valores atípicos, mas não possuem erros de mensuração, razão por que não foram eliminados.

Dado que reduzido número de localidades produzia soja nos quatro censos, e para que a análise abrangesse um conjunto mais amplo dos dados, consideraram-se os preços das localidades com ausência de produção como a média das regiões vizinhas que produzem aquele produto, e suas respectivas parcelas de lucro como nulas, uma vez que não havia produção. A idéia é que, provavelmente, não existissem estímulos que levassem à produção, principalmente de soja. As limitações desse procedimento estão relacionadas com a inserção de informações que podem conter efeitos espaciais no modelo. Uma vantagem em se adotar tal procedimento é a consideração das informações, para as localidades que não produzem soja, sobre os demais produtos e fatores presentes na localidade e reportados nos censos. Caso as localidades com ausência de produção fossem circundadas por vizinhos que também não produziam, esta localidade seria excluída do modelo.

Assim sendo, a amostra trabalhada passou de 904 observações (226 AMC para cada um dos quatro censos) para um total de 694 observações aproveitadas (157 para 1975, 179 para 1980, 214 para 1985, e 144 para 1995). Como tem-se uma matriz de ponderação espacial com linhas e colunas para cada localidade, essas diferenças entre os números de observações, em cada ano, representaram complicações numérico-computacionais para o modelo.

A matriz de ponderação, utilizada na análise espacial, foi uma matriz binária, com zeros para regiões sem fronteira comum e uns para aquelas com fronteira comum, normalizada para que suas linhas somassem a unidade. Tal

procedimento é comum na literatura de economia espacial e permitirá futuras comparações com resultados de outros trabalhos, como mencionado no referencial teórico.

Construíram-se matrizes de ponderação para cada ano individualmente e, ainda, uma matriz com 694 observações, que possui a diagonal principal composta pelas matrizes de cada ano.

Assim, para as 694 observações, a matriz de ponderação seria semelhante à de VAYÁ et al. (2001:11):

$$W = \begin{bmatrix} W^{75} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & W^{80} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W^{85} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W^{95} \end{bmatrix},$$

em que cada W^{tt} representa a matriz de ponderação referente às localidades presentes em cada ano tt ($tt = 1975, 1980, 1985$ e 1995).

4. ANÁLISE E RESULTADOS

4.1. Estimação do modelo SUR tradicional

Como mencionado no capítulo anterior, os dados censitários de 1975-1995/1996 foram transformados em Áreas Mínimas Comparáveis. Principalmente para soja, vários municípios não apresentaram a produção mencionada nos censos. Na análise dessas informações necessita-se cautela, pois a ausência de produção tanto poderia ser causada por falta de informações (problemas na coleta das informações ou na qualidade das informações), como por ausência de sinais de mercado que levassem os produtores a produzir (no início do período, é fácil imaginar que os produtores não dominavam ainda as tecnologias para determinados tipos de solos do Centro-Oeste).

Ao estimar o modelo pelo método SUR, foi possível obter os primeiros parâmetros que serviram de base para o modelo SUR Espacial e para o teste de efeitos espaciais.

No sistema de nove equações com preços normalizados pelo preço de fertilizantes, têm-se os parâmetros estimados na Tabela 3.

Tabela 3 - Estimativas do sistema de parcelas de lucros pelo SUR para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis**											Soma das linhas	Fatores fixos**			
	Cte	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr		Lmf	Ltp	Ltr	Lbv
Sar	1,307 (4,781) ⁺	0,084 (2,138) ⁺	0,031 (2,625) ⁺	0,016 (0,698)	-0,007 (-0,332)	-0,276 (-10,621) ⁺	0,030 (1,398)	0,088 (6,173) ⁺	0,009 (1,416)	0,018 (1,465)	0,007 (-12,261) ⁺	0,000 (4,643) ⁺	0,042 (12,370) ⁺	0,073 (7,251) ⁺	-0,162 (-12,261) ⁺	
Sfe	0,407 (3,946) ⁺		0,011 (1,536)	-0,013 (-1,389)	-0,005 (-0,642)	-0,018 (-1,681) ⁺	0,011 (1,259)	0,009 (1,718) ⁺	0,005 (2,170) ⁺	0,000 (-0,011)	-0,032 (-0,011)	0,000 (10,810) ⁺	0,042 (0,468)	0,001 (-1,003)	-0,038 (-7,610) ⁺	
Smi	0,382 (1,402)		-0,013 (-0,473)	-0,013 (-0,769)	0,011 (0,478)	-0,020 (-1,100)	-0,013 (-0,742)	0,021 (2,573) ⁺	-0,004 (-0,354)	0,029 (0,029)	0,000 (1,919) ⁺	0,029 (-2,618) ⁺	-0,013 (5,612) ⁺	0,085 (-5,758) ⁺	-0,117 (-5,758) ⁺	
Sso	0,109 (0,491)			0,010 (0,451)	-0,078 (-3,740) ⁺	0,027 (1,763) ⁺	0,021 (1,551)	0,008 (1,354)	0,012 (1,393)	0,024 (1,393)	0,000 (-2,683) ⁺	-0,029 (0,993)	0,003 (14,811) ⁺	0,159 (-7,194) ⁺	-0,102 (-7,194) ⁺	
Sbv	-2,120 (-6,269) ⁺				0,276 (7,362) ⁺	0,018 (0,821)	0,018 (0,802)	-0,021 (-2,459) ⁺	0,016 (1,280)	0,055 (1,280)	0,000 (-5,153) ⁺	-0,095 (-1,236)	-0,007 (-6,701) ⁺	-0,122 (9,020) ⁺	0,219 (9,020) ⁺	
Sle	1,553 (6,834) ⁺				0,011 (0,478)	-0,025 (-1,807) ⁺	0,007 (1,091)	-0,002 (-0,148)	-0,002 (-0,148)	-0,058 (-0,21)	0,000 (-2,029) ⁺	0,051 (1,606) ⁺	-0,032 (1,606) ⁺	0,026 (-2,392) ⁺	-0,090 (3,581) ⁺	
Smc	-0,152 (-0,517)		Simétrica			-0,057 (-2,321) ⁺	-0,010 (-1,239)	-0,010 (-1,132)	-0,021 (-1,132)	0,000 (-2,029) ⁺	-0,042 (1,606) ⁺	0,010 (1,606) ⁺	-0,049 (-2,392) ⁺	0,098 (3,581) ⁺	0,098 (3,581) ⁺	
Ste	0,190 (1,605)					0,012 (1,013)	-0,012 (-2,996) ⁺	0,004 (1,013)	-0,010 (-2,996) ⁺	0,000 (-0,539)	-0,004 (0,500)	0,001 (-3,496) ⁺	-0,027 (3,559) ⁺	0,037 (3,559) ⁺	0,037 (3,559) ⁺	
Sds	-0,222 (-1,612)						-0,042 (-3,328) ⁺	0,009 (0,009)	0,009 (0,009)	0,000 (-0,105)	-0,001 (-0,105)	-0,001 (-0,264)	-0,039 (-5,295) ⁺	0,040 (4,127) ⁺	0,040 (4,127) ⁺	
Sfr	-0,453									-0,002 (-0,002)	0,001 (0,001)	-0,005 (-0,005)	-0,102 (-0,102)	0,115 (0,115)	0,115 (0,115)	
Soma	1,000											0,000	0,000	0,000	0,000	

Fonte: Resultados 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%.

Na estimação do sistema impuseram-se as restrições de simetria e homogeneidade³⁹, que foram verificadas nos dados apresentados na Tabela 3, na coluna da soma dos coeficientes dos fatores variáveis e dos produtos e ainda na linha da soma dos fatores fixos.

Observa-se que a maior parte dos parâmetros foi estatisticamente significativa a 10% de significância. Os valores dos coeficientes para a equação de parcela de fertilizantes foram obtidos, residualmente, pelas restrições de homogeneidade.

Os valores do coeficiente de determinação (R^2) não foram apresentados, pois na estimação por GLS, método de Zellner, o R^2 poderá ter valores entre $-\infty$ e 1 e recomenda-se utilizar outras estatísticas para verificar o ajustamento do modelo (TOMEK, 1973). WEAVER (1983) enfatizou que o bom ajustamento do modelo deve ser verificado com base na significância dos coeficientes e na confirmação das propriedades de monotonicidade e convexidade da função de lucro.

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. A convexidade da função de lucro foi analisada após o cálculo das elasticidades-parciais de substituição e elasticidades-preço diretas da demanda de fatores e da oferta de produtos.

Na Tabela 3, poucos parâmetros foram significativos nas equações de milho e leite, o que implica pouca interferência das variações dos preços dos produtos e dos fatores nas ofertas desses produtos. Como a presença de dependência espacial alterou esses resultados, a análise das causas destes foi feita após a implementação do modelo espacial.

³⁹ BERGMAN (1997), SCKOKAI e MORO (1996), REIS et al. (1993) são referências para a imposição de simetria e homogeneidade num sistema de parcelas de lucro.

De modo geral, os coeficientes dos fatores fixos foram estatisticamente significativos, o que demonstra que houve efeitos destes sobre a resposta da produção tanto na oferta dos produtos como na demanda dos fatores.

As elasticidades-parciais de substituição do modelo tradicional foram calculadas e apresentadas na Tabela 4.

Observou-se que, apenas para bovinos, a elasticidade-preço direta da oferta teve sinal coerente teoricamente, mas não foi significativa estatisticamente. Em todos os fatores, os sinais das elasticidades-preço diretas foram satisfatórios, teoricamente. As demais relações de substituição e complementaridade foram estudadas após a estimação do modelo espacial. As relações de convexidade da função de lucro foram violadas. Como o modelo ainda não foi corrigido para os efeitos de dependência espacial, essa propriedade foi analisada, novamente, após esta correção.

4.2. Análise e teste de presença de dependência espacial

Os resíduos do sistema tradicional estimado, bem como a matriz de variância-covariância resultante, foram utilizados na análise da dependência espacial, conforme exposto no referencial teórico e no modelo analítico.

Na análise espacial, um ponto importante é a conectividade entre as localidades, ou seja, a matriz de ponderação espacial ou matriz de vizinhança (W). Anteriormente, mencionou-se que W havia sido construída a partir das matrizes de cada ano. Cada elemento não-nulo dessa matriz representa uma ligação entre a localidade representada na linha e aquela na coluna. Assim, apresentam-se, na Tabela 5, as características básicas de cada matriz de ponderação espacial, obtidas por meio do software *Spacestat*[®].

A matriz de vizinhança bloco-diagonal, para o conjunto das informações censitárias, possui dimensões 694 x 694, foi normalizada para a linha, e seus valores das raízes máxima e mínima são 1 e -1, respectivamente. Os traços de ($W'W$) e de (W^2) foram, respectivamente, 174,524 e 141,053, calculados na matriz completa.

Tabela 4 - Elasticidades-parciais de substituição do sistema de parcelas de lucros pelo SUR para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	-0,381 (-1,944)**+	0,206 (3,491) ⁺	0,209 (1,857) ⁺	0,075 (0,758)	-0,693 (-5,329) ⁺	0,339 (3,159) ⁺	0,268 (3,775) ⁺	0,015 (0,463)	0,035 (0,552)	-0,075
Sfe	0,807 (3,491) ⁺	-0,727 (-5,044) ⁺	-0,132 (-0,699)	0,012 (0,078)	0,340 (1,640)	0,412 (2,325) ⁺	0,008 (0,080)	0,075 (1,533)	-0,059 (-0,506)	-0,736
Smi	0,321 (1,857) ⁺	-0,052 (-0,699)	-0,968 (-4,660) ⁺	0,013 (0,101)	0,770 (4,471) ⁺	0,034 (0,240)	-0,267 (-2,050) ⁺	0,127 (2,062) ⁺	-0,090 (-0,975)	0,112
Sso	0,139 (0,758)	0,006 (0,078)	0,015 (0,101)	-0,795 (-3,731) ⁺	-0,034 (-0,176)	0,442 (3,076) ⁺	0,022 (0,175)	0,047 (0,810)	0,049 (0,643)	0,109
Sbv	-0,202 (-5,329) ⁺	0,025 (1,640)	0,146 (4,471) ⁺	-0,005 (-0,176)	0,089 (1,638)	0,215 (6,803) ⁺	-0,144 (-4,426) ⁺	-0,062 (-4,938) ⁺	-0,034 (-1,897) ⁺	-0,028
Sle	0,359 (3,159) ⁺	0,112 (2,325) ⁺	0,023 (0,240)	0,254 (3,076) ⁺	0,782 (6,803) ⁺	-0,752 (-6,079) ⁺	-0,303 (-4,123) ⁺	0,004 (0,113)	-0,065 (-1,190)	-0,413
Smc	-0,315 (3,775) ⁺	-0,003 (0,080)	0,205 (-2,050) ⁺	-0,014 (0,175)	0,582 (-4,426) ⁺	0,336 (-4,123) ⁺	-0,836 (5,805) ⁺	0,029 (-0,593)	0,000 (-0,003)	0,016
Ste	-0,097 (0,463)	-0,123 (1,533)	-0,528 (2,062) ⁺	-0,161 (0,810)	1,370 (-4,938) ⁺	-0,022 (0,113)	0,156 (-0,593)	-0,647 (5,033) ⁺	-0,174 (1,511)	0,226
Sds	-0,121 (0,552)	0,052 (-0,506)	0,205 (-0,975)	-0,093 (0,643)	0,411 (-1,897) ⁺	0,216 (-1,190)	0,000 (-0,003)	-0,095 (1,511)	-0,316 (1,416)	-0,260
Sfr	0,139	0,348	-0,136	-0,110	0,176	0,721	0,025	0,065	-0,137	-1,092

Fonte: Resultados 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 5 - Características das matrizes de vizinhança anuais para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995

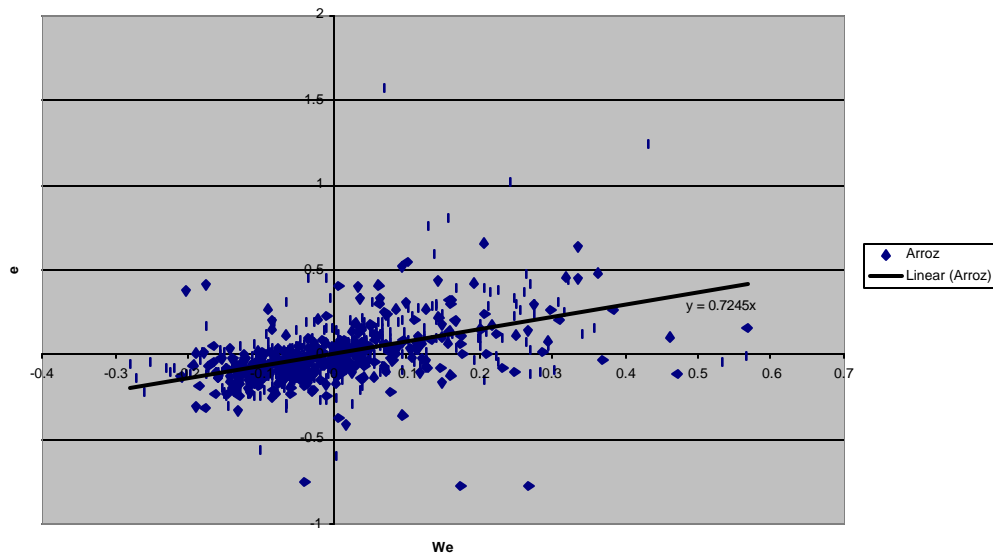
Característica	1975	1980	1985	1995
Normalização na linha	sim	sim	sim	sim
Dimensão	157	179	214	144
Número de ligações não-nulas	756	890	1122	660
Pesos não-nulos (%)	3,09	2,79	2,46	3,21
Peso médio	0,20767	0,20112	0,19073	0,21818
Número médio de ligações	4,81529	4,97207	5,24299	4,58333
Raiz máxima	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000
Raiz mínima	-0,63672	-1,00000	-0,67901	-0,97363
Raiz dominante	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000
Traço (W' W)	39,96175	45,47171	50,19877	38,91995
Traço (W2)	32,04907	36,85473	40,57637	32,24659

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na matriz W detectou-se a localidade com maior número de ligações, que foi a AMC Paranaíba-MS, que abrange boa parte da divisa com Goiás e que consiste numa grande área territorial da ordem de 73.822 km², limitando-se com 16 outras localidades. A AMC menos conectada é a de Cabeceiras-GO, que tem apenas um vizinho dentro da amostra (Formosa-GO), pois outros vizinhos estão em Minas Gerais. Na amostra analisada não existiam localidades desconectadas.

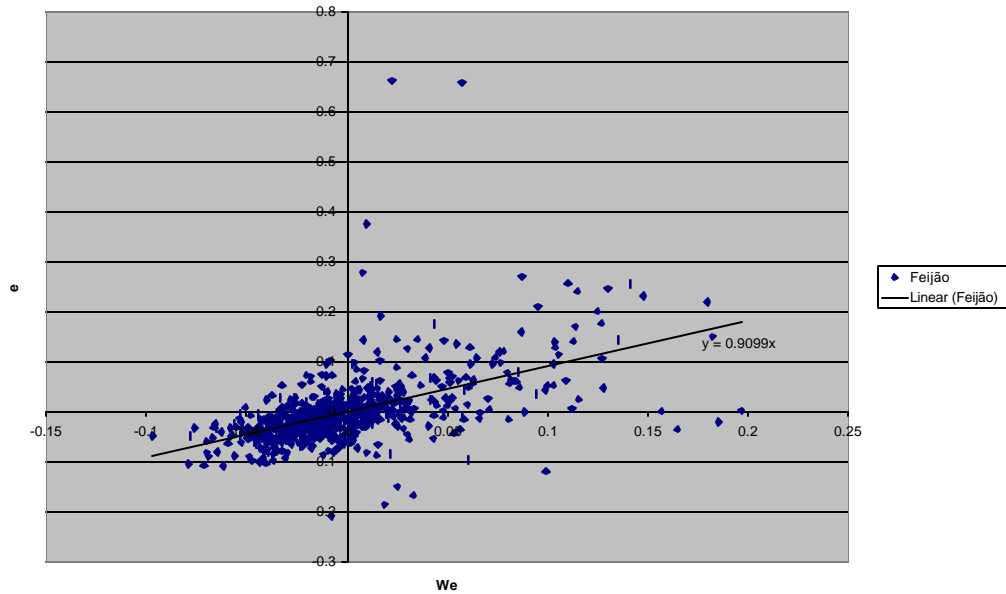
A partir dos resíduos da estimação do SUR tradicional (e) e da matriz de ponderação, nos quatro censos, foram calculados os resíduos transformados espacialmente (We), que permitiram obter os gráficos de We x e , que forneceram uma idéia intuitiva da presença, ou não, de efeitos espaciais nos erros. A inclinação de cada linha de tendência é um indicador do parâmetro espacial para aquele produto, pois o modelo prevê
$$\begin{bmatrix} \varepsilon_i \\ \varepsilon_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_i W \varepsilon_i + \mu_i \\ \lambda_h W \varepsilon_h + \mu_h \end{bmatrix}$$
. Assim, quanto maior a inclinação positiva da reta tendência, maior a indicação de autocorrelação espacial positiva. Em retas com tendências decrescentes, a

indicação será de autocorrelação espacial negativa. A seguir, têm-se as Figuras 11 a 16, para os produtos.



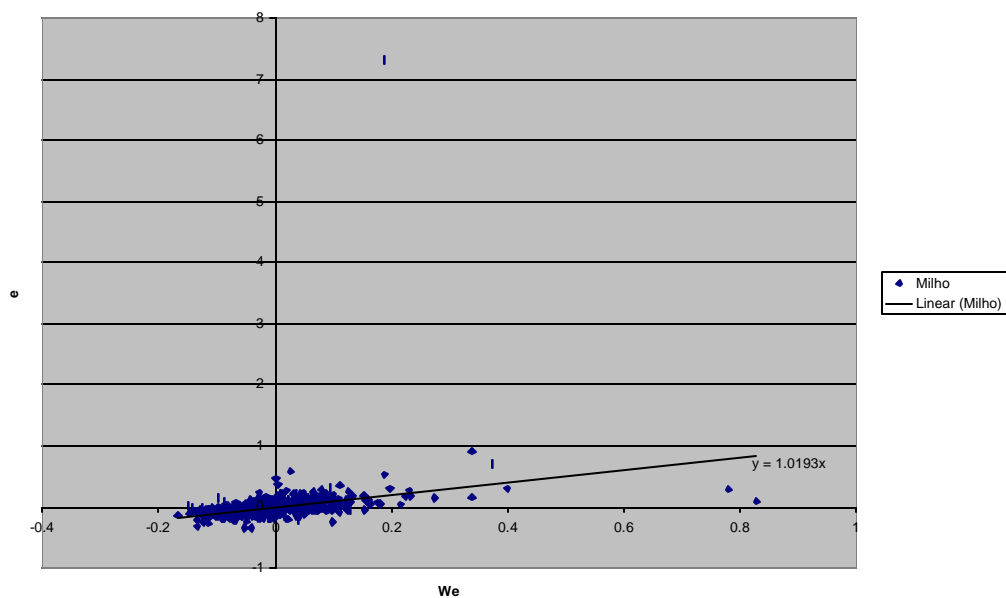
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 11 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - arroz, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.



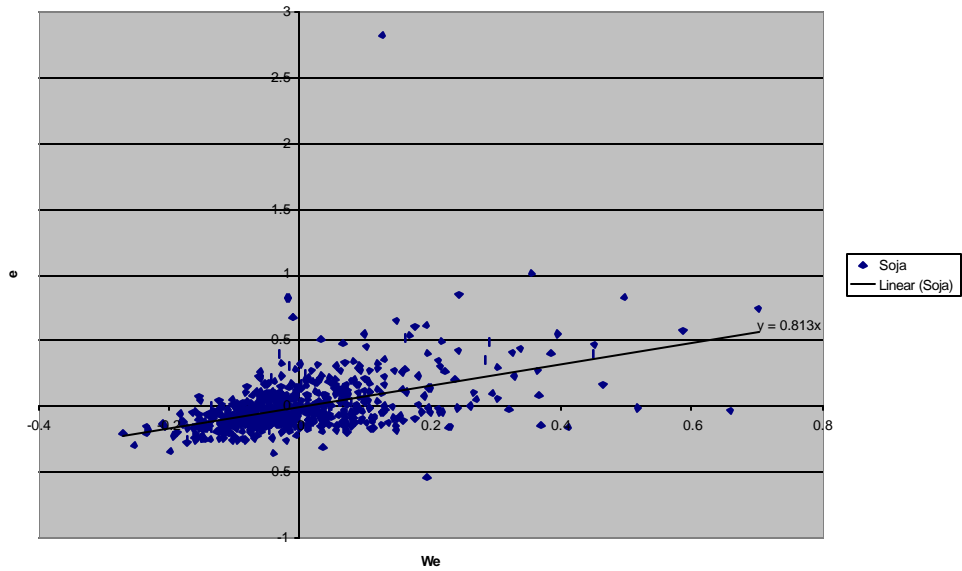
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 12 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - feijão, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.



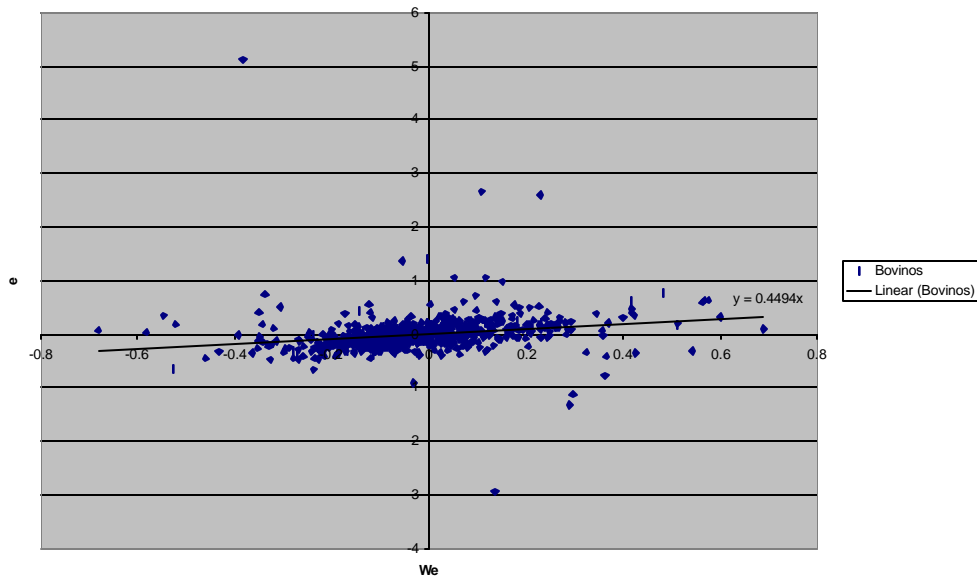
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 13 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - milho, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.



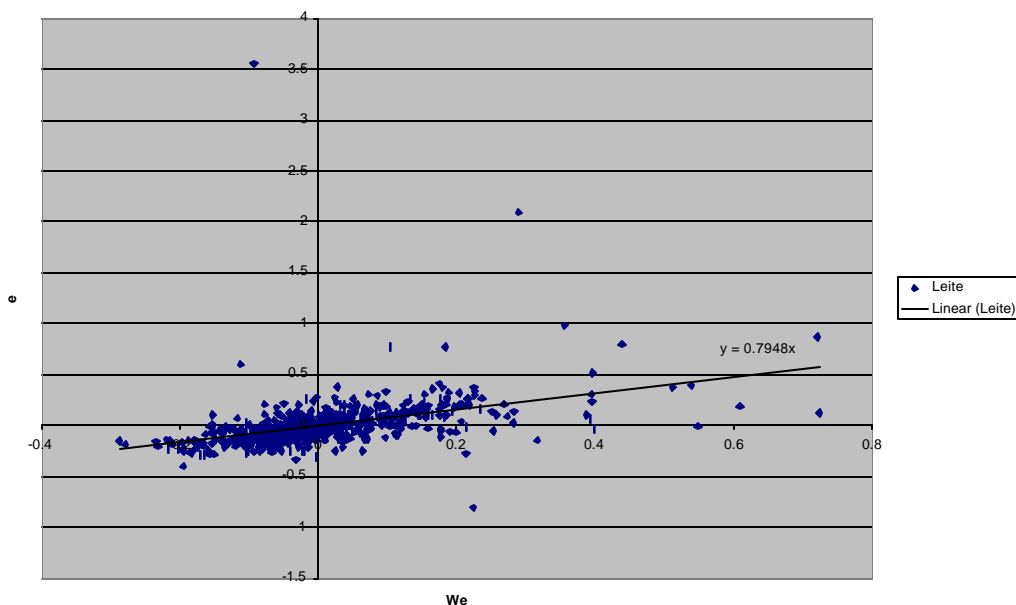
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 14 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - soja, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 15 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - bovinos, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.



Fonte: Resultados da pesquisa.

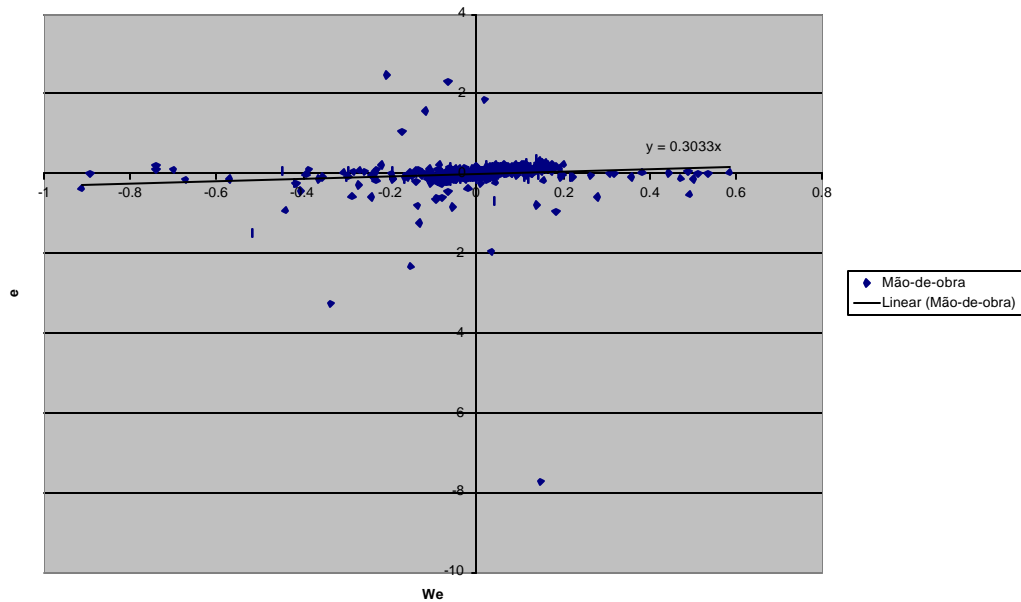
Figura 16 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - leite, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.

Observa-se que os produtos possuem indicação bastante favorável à presença de autocorrelação espacial (ou dependência espacial) positiva nos erros, sendo bastante pronunciada para feijão e milho, cujos respectivos valores foram 0,9 e 1,0. Arroz, soja e bovinos apresentaram valores de 0,72, 0,81 e 0,45, respectivamente, efeitos que estariam associados às características de solo e tecnologia, específicas de cada região. Todas as inclinações estimadas para os produtos foram estatisticamente significativas a 1% de confiança.

Os nove diferentes tipos de autocorrelação espacial de GRIFFITH (1992 e 1993), citados no referencial teórico, são norteadores da busca das causas desses efeitos. Tenta-se, aqui, obter algumas explicações com base na idéia de uma correlação espacial positiva nos erros das equações, com valores altos (baixos) de uma localidade associados a valores altos (baixos) em seus vizinhos, para variáveis não incluídas no modelo.

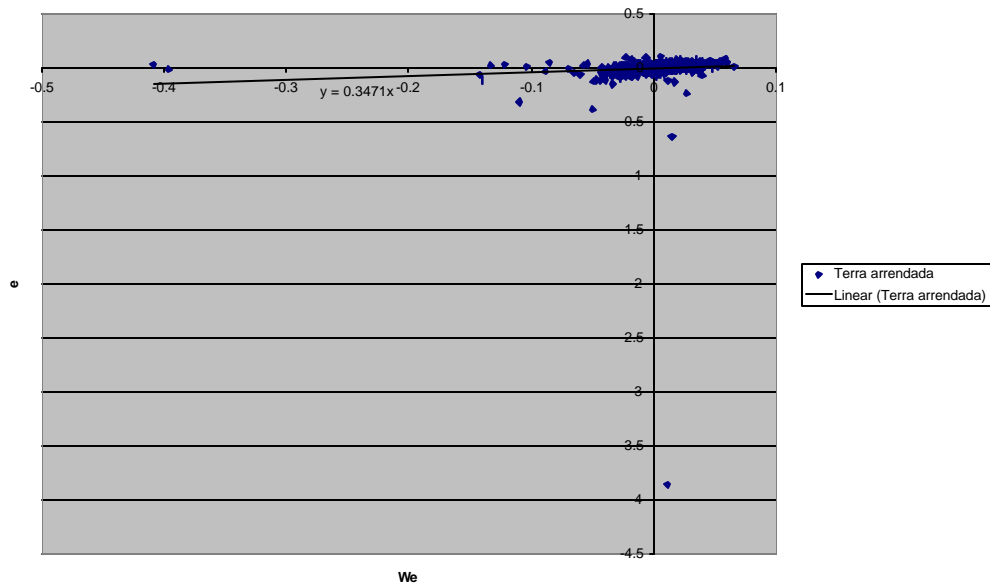
Assim, é plausível imaginar a influência de fatores edafoclimáticos, como temperatura, precipitação, qualidade do solo, relevo, entre outros, que afetam a resposta da produção (decisões dos produtores), além das fronteiras de cada localidade. Fatores culturais também influenciam os resultados, dadas as características específicas entre as localidades. Regiões com produtividades médias semelhantes, normalmente, estavam mais próximas entre si.

A mesma análise foi feita para os fatores produtivos, obtendo-se as Figuras 17, 18 e 19.



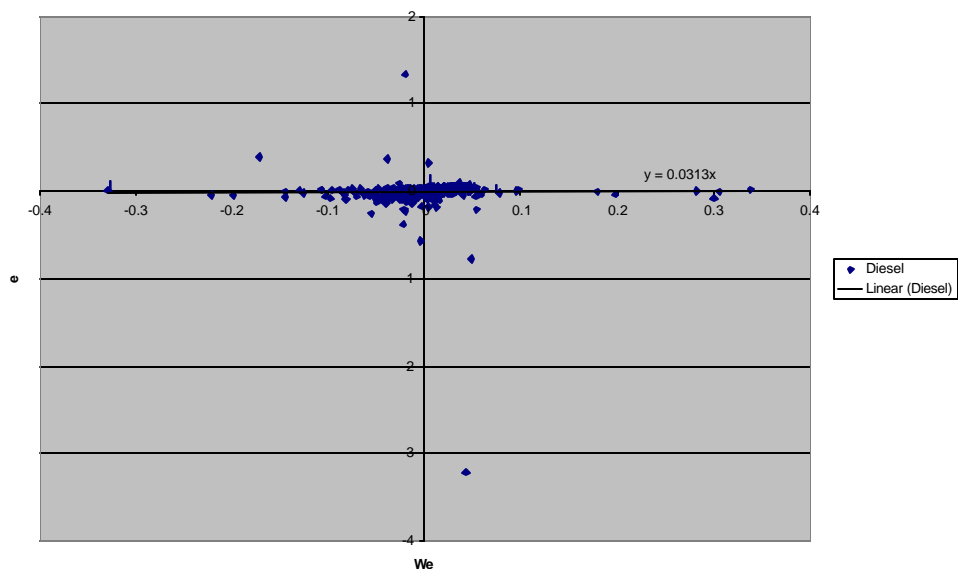
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 17 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - mão-de-obra contratada, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 18 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - terra arrendada, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 19 - Resíduos transformados espacialmente contra resíduos da estimação do sistema pelo SUR tradicional - óleo diesel, para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995.

Nos fatores produtivos, a indicação de dependência espacial nos erros foi pequena, sendo muito baixa para mão-de-obra contratada (0,30), terra arrendada (0,35) e óleo diesel (0,03). Nos dois primeiros, a inclinação foi estatisticamente significativa a 5%, mas no óleo diesel não foi estatisticamente diferente de zero.

A explicação para o baixo valor do parâmetro para mão-de-obra contratada foi a ausência de mobilidade desse fator ou, ainda, pelo fato de os fatores produtivos estarem menos susceptíveis às características geoclimáticas. Os produtores optariam pela aquisição de óleo diesel, contratação de mão-de-obra e arrendamento de terra, independentemente do que ocorria nas localidades vizinhas. Para terra arrendada, também existiam algumas barreiras para acesso à terra e características específicas do mercado de terra, como presença de grandes propriedades e características especulativas que estariam afetando o modelo.

Nesta mesma análise separaram-se os resíduos de cada estado e de cada ano, entretanto, os resultados mais interessantes, e que aqui são apresentados, são os de cada estado (Tabela 6). Alterações substanciais nas indicações de efeitos espaciais nos resíduos foram observadas, o que indicou grande heterogeneidade entre as áreas estudadas.

Foram observadas, na Tabela 6, indicações de autocorrelações espaciais mais acentuadas (valores acima de 0,9) para feijão (GO), milho (MS, MT e GO), soja (MS e MT), leite (MS) e terra arrendada (MS). Os resultados de milho e soja confirmaram a importância de outros fatores, como relevo e clima da região Centro-Oeste, para essas culturas. Houve, praticamente, ausência de indicações de autocorrelação espacial (inclinações estatisticamente não-significativas) para terra arrendada (MT e GO), mão-de-obra contratada (MS) e óleo diesel (MS e GO).

Tabela 6 - Análise das inclinações da tendência dos resíduos do SUR contra suas defasagens espaciais para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 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: Resultados 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.

Em geral, nas quatro culturas temporárias (arroz, feijão, milho e soja), existiram indicações de dependência espacial nos resíduos para o Centro-Oeste, com valores das inclinações (λ) sempre acima de 0,72, embora existissem indícios menos evidentes para feijão, no Mato Grosso ($\lambda = 0,43$). Os elevados valores de λ para culturas no Centro-Oeste foram explicados, em parte, pelo nível tecnológico dessa região, dadas as elevadas produtividades principalmente de milho e soja, em conformidade com resultados de MATTOSO et al. (2001) e MELO FILHO et al. (2001). O feijão era pouco produzido no Mato Grosso e, em 1985, 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 de 1975 a 1995.

Os valores baixos para mão-de-obra contratada e óleo diesel, em Mato Grosso do Sul e Goiás, estavam relacionados com as menores ligações entre os mercados, como, por exemplo, poucas vias rodoferroviárias e de

telecomunicações, 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. As culturas estão mais relacionadas com características geoclimáticas, que podem estar causando esses efeitos nos resíduos das estimações. O feijão, com baixa relação neste estado, tinha pequena participação individual no valor da produção agrícola, sempre inferior a 3,5%, em 1980 e 1985. Suas relações de preços e quantidades produzidas estavam sujeitas apenas aos incentivos de mercado e não apresentavam interligações entre as localidades.

Segundo HAINING (1990), em presença de autocorrelação espacial, as estatísticas oriundas de mínimos quadrados não são as melhores para a relação entre (e) e (We). Assim, essas inclinações devem ser vistas com cautela, pois, em presença de autocorrelação espacial positiva, estarão superestimadas.

Como se esperava que os parâmetros espaciais estivessem no intervalo entre $(-1/\omega_{\min})$ e $(1/\omega_{\max})$, respectivamente autocorrelação negativa e positiva perfeitas, essas inclinações serviram apenas como primeira idéia sobre o fenômeno, e essas indicações foram confirmadas pelo teste formal de presença de autocorrelação espacial nos erros, conforme descrito no modelo analítico.

Como exposto na seção 3.1, o teste de dependência espacial nos resíduos do modelo SUR foi realizado por meio de uma estatística de razão de verossimilhança nos resíduos do modelo tradicional, conforme expressão (43).

O teste estatístico obtido foi $LM = 366,336$, com distribuição χ^2 e 9 graus de liberdade, significativo a 1%, não permitindo aceitar a hipótese de que os parâmetros espaciais, conjuntamente, sejam nulos (H_0 : todos os $\lambda_i = 0$). Nesta formulação de dependência espacial, não foi possível argumentar que houve ausência de dependência espacial, e as análises de resposta da produção às alterações nos preços de fatores e produtos, nessas áreas e nesse período, deviam avaliar os efeitos de dependência espacial nos resíduos.

4.3. Estimação do modelo SSUR (SUR espacial)

Seguindo o procedimento descrito no modelo analítico, estimou-se o modelo SSUR (SUR Espacial) iterativo. Resumidamente, o processo consistiu em estimar o modelo SUR padrão, obter os parâmetros espaciais e, novamente, estimar o modelo SUR para as variáveis transformadas espacialmente, ou seja, $X_i^* = (I - \lambda_i W)X_i$ e $Y_i^* = (I - \lambda_i W)Y_i$. Verificada a convergência nos parâmetros, terminava-se o procedimento. Caso não ocorresse convergência, eram obtidos novos parâmetros espaciais e estimavam-se novos parâmetros do modelo SUR nas variáveis transformadas. Seguiu-se, iterativamente, até atingir a convergência. A programação dessa estimação foi baseada em REIS et al. (1995), adaptada ao software *Eviews*[®].

O modelo consistiu de 10 equações estimadas, num total de 150 parâmetros do sistema padrão sem homogeneidade e simetria nos parâmetros. Ao impor essas restrições ao sistema, obtiveram-se 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 foram obtidos, residualmente, das restrições de homogeneidade e simetria na função de lucro. Os resultados para o modelo SSUR encontram-se na Tabela 7.

Da mesma forma que no modelo tradicional, o modelo espacial foi estimado com imposição das restrições de homogeneidade e simetria nos parâmetros estimados, que puderam ser constatadas, diretamente, pelos resultados da Tabela 7, uma vez que a soma das linhas foi zero.

A matriz de vizinhança (W) utilizada nas iterações foi a mesma utilizada no teste para verificar a dependência espacial nos resíduos, para 694 observações, no período de 1975 a 1995.

Tabela 7 - Estimativas do sistema de parcelas de lucros pelo SSUR nas variáveis espacialmente transformadas para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis											Soma das linhas	Variáveis fixas			
	Intercepto	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr		Lmf	Ltp	Ltr	Lbv
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	0,030 (2,817) ⁺	0,130 (6,854) ⁺	0,071 (6,008) ⁺	-0,229 (-12,002) ⁺
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	0,026 (7,805) ⁺	0,031 (5,018) ⁺	0,000 (0,020)	-0,059 (-9,656) ⁺
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	0,031 (2,912) ⁺	0,012 (0,915)	0,049 (4,110) ⁺	-0,096 (-5,566) ⁺
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	-0,014 (-1,330)	0,034 (1,695) ⁺	0,121 (10,073) ⁺	-0,120 (-6,122) ⁺
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	-0,068 (-4,479) ⁺	-0,133 (-6,375) ⁺	-0,115 (-6,896) ⁺	0,287 (11,485) ⁺
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	0,058 (6,892) ⁺	-0,064 (-4,883) ⁺	0,013 (1,355)	-0,015 (-1,042)
Smc	-0,076 (-1,244)		Simétrica					-0,041 (-2,238) ⁺	-0,009 (-1,607)	-0,005 (-0,927)	-0,028	0,000	-0,045 (-3,336) ⁺	0,021 (3,484) ⁺	-0,033 (-2,244) ⁺	0,074 (3,901) ⁺
Ste	0,017 (0,599)								-0,004 (-1,146)	0,006 (2,162) ⁺	-0,014	0,000	-0,013 (-2,340) ⁺	0,003 (1,350)	-0,015 (-2,661) ⁺	0,031 (4,045) ⁺
Sds	-0,237 (-2,120) ⁺									-0,038 (-2,597) ⁺	-0,007	0,000	-0,002 (-0,434)	-0,001 (-0,472)	-0,031 (-7,904) ⁺	0,032 (6,346) ⁺
Sfr	1,304										0,010	0,000	-0,004	-0,033	-0,060	0,094
Soma	1,000												0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Resultados 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%.

Os valores das estimativas da Tabela 7, em geral, foram estatisticamente significativos a 10% de confiança. Observou-se que os fatores fixos também foram, em grande parte, estatisticamente significativos, o que revelou a importância destes na resposta da produção. Estavam relacionados com dotação de recursos (mão-de-obra familiar, estoque de tratores, terra própria disponível e estoque de bovinos), e o planejamento de políticas de desenvolvimento deve considerá-los na expansão da oferta.

Os resultados do SSUR foram obtidos após cinco iterações, e a maior diferença entre os valores dos parâmetros estimados foi de 0,008. Os parâmetros espaciais ficaram, em grande parte, próximos à unidade, o que indica autocorrelação espacial positiva quase perfeita.

Dada a estimação do SSUR da forma proposta, não foram obtidas estatísticas da significância dos parâmetros espaciais, limitando-se à análise. Os valores dos parâmetros espaciais podem ser observados na Tabela 8.

Tabela 8 - Parâmetros espaciais estimados pelo modelo SSUR iterativo para os Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1975 a 1995

Produtos ou fatores	λ^*
Arroz	0,969
Feijão	0,999
Milho	0,999
Soja	0,988
Bovinos	0,917
Leite	0,999
Mão-de-obra contratada	0,708
Terra arrendada	0,683
Óleo diesel	-0,009

Fonte: Resultados da pesquisa.

* λ é o parâmetro de autocorrelação espacial nos resíduos.

Observa-se que os resultados da Tabela 8, comparativamente aos da Tabela 6, foram bastante distintos e que, em geral, os da Tabela 6 estavam subestimados. O comportamento de alta autocorrelação espacial positiva nos produtos sempre esteve acima de 0,91, inclusive para bovinos, que, na Tabela 6, era de apenas 0,45, o que demonstra a forte influência de outros fatores não incluídos no modelo, afetando os resíduos, exclusivamente, pela localização. Alguns fatores altamente específicos da localização, como relevo, tipo de solo, precipitação, temperatura, altitude, longitude e latitude, estariam entre os causadores das dependências espaciais detectadas. Outros fatores seriam erros de mensuração, maiores ligações dos mercados com os vizinhos, e formato da coleta dos dados com divisões em áreas que não corresponderiam às áreas de influência dos fenômenos estudados.

Os fatores mão-de-obra contratada e terra arrendada apresentaram valores um pouco menores, mas com autocorrelação espacial positiva nos resíduos. Esse comportamento já era esperado, em parte, pela característica de contratar empregados e alugar terra, independentemente de características geográficas. Entretanto, as decisões de alocação dos fatores pelos produtores são concomitantes com as decisões de produção, e as relações entre os resíduos das diferentes equações, resultantes das características do modelo de função de lucro na resposta da oferta (matriz de variância-covariância não-diagonal), estariam propagando e ocasionando maiores autocorrelações espaciais nos resíduos.

Observa-se, apenas no caso do óleo diesel, ausência de efeitos espaciais nos resíduos. A presença de mercados oligopolísticos na distribuição, na comercialização e na facilidade no armazenamento desse combustível independe, de modo geral, das características clima, temperatura, relevo e outras características que poderiam estar afetando os resíduos, razão de não se detectar dependência espacial desse fator.

Tendo em vista que o modelo previu parâmetros espaciais para cada equação e para a região como um todo, ou seja, sem separar por estados, não foi possível comparar os efeitos espaciais nos resíduos em cada estado,

separadamente. Aperfeiçoamentos do modelo poderão ser realizados posteriormente, para obter tais resultados.

4.3. Elasticidades-preço diretas de produtos e de fatores e elasticidades-parciais de substituição - ponto médio

Dadas essas considerações sobre a estimação do modelo SSUR (SUR Espacial), foi possível calcular as elasticidades-preço diretas de produtos e fatores e, ainda, as elasticidades-parciais de substituição. As elasticidades são específicas de um ponto ou observação, e alguns autores sugeriram o cálculo nos valores médios das parcelas estimadas de lucro. Outra opção é calcular as elasticidades para cada observação. Como há 10 equações, que totalizam 100 elasticidades, apresentam-se, na Tabela 9, as elasticidades para os valores médios das parcelas estimadas e, posteriormente, para áreas mínimas comparáveis de interesse em política agrícola. Essa separação serviu para argumentar a limitação de elasticidades calculadas no ponto médio, nesse tipo de análise.

Uma das questões que surgiram na análise dos resultados foi o fato de as parcelas transformadas estimadas serem transformações espaciais, e não parcelas estimadas em si. Nesse caso, essas últimas foram obtidas dos parâmetros espaciais estimados e das parcelas transformadas, fazendo-se uso da expressão $Y_i = (I - \lambda_i W)^{-1} Y_i^*$, em que Y_i foram as parcelas estimadas para o produto/fator i ; I foi a matriz identidade; λ_i foram os parâmetros espaciais de cada produto/fator i ; W foi a matriz de vizinhança normalizada; e Y_i^* foram as parcelas transformadas estimadas⁴⁰.

⁴⁰ O autor agradece ao Prof. João Eustáquio de Lima e ao Prof. William H. Greene, pela percepção da necessidade dessa transformação.

Tabela 9 - Elasticidades-parciais de substituição médias para o Centro-Oeste brasileiro, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	-46,588 (2,794) ⁺	7,616 (-1,724) ⁺	12,993 (-1,440)	7,318 (-0,916)	37,755 (-3,380) ⁺	-2,083 (0,237)	-5,934 (1,240)	-7,224 (3,139) ⁺	-9,291 (1,906) ⁺	5,438
Sfe	-38,246 (-1,724) ⁺	33,473 (2,550) ⁺	-4,602 (-0,273)	14,735 (1,109)	-17,935 (-0,922)	-16,644 (-0,971)	-6,669 (-0,885)	10,513 (2,859) ⁺	22,492 (2,015) ⁺	2,882
Smi	-7,059 (-1,440)	-0,498 (-0,273)	14,620 (2,902) ⁺	-5,903 (-1,788) ⁺	-6,045 (-1,316)	8,139 (2,289) ⁺	0,123 (0,052)	0,535 (0,422)	-3,009 (-1,251)	-0,904
Sso	1,213 (-0,916)	-0,486 (1,109)	1,801 (-1,788) ⁺	-1,903 (1,256)	0,796 (-0,545)	0,619 (-0,660)	-1,593 (2,132) ⁺	-0,781 (2,170) ⁺	-0,498 (1,075)	0,832
Sbv	-1,205 (-3,380) ⁺	-0,114 (-0,922)	-0,355 (-1,316)	-0,153 (-0,545)	1,491 (2,937) ⁺	-1,243 (-4,856) ⁺	0,120 (0,546)	-0,120 (-1,349)	0,253 (1,794) ⁺	1,327
Sle	0,893 (0,237)	-1,420 (-0,971)	6,421 (2,289) ⁺	-1,600 (-0,660)	-16,681 (-4,856) ⁺	4,470 (1,120)	4,918 (3,081) ⁺	-1,512 (-2,083) ⁺	-1,818 (-1,139)	6,330
Smc	-0,278 (1,240)	0,062 (-0,885)	-0,011 (0,052)	-0,450 (2,132) ⁺	-0,176 (0,546)	-0,538 (3,081) ⁺	-0,337 (1,048)	0,151 (-1,482)	0,038 (-0,369)	1,539
Ste	-1,516 (3,139) ⁺	-0,439 (2,859) ⁺	-0,207 (0,422)	-0,989 (2,170) ⁺	0,790 (-1,349)	0,741 (-2,083) ⁺	0,675 (-1,482)	-0,698 (2,542) ⁺	-0,529 (2,428) ⁺	2,173
Sds	-0,431 (1,906) ⁺	-0,208 (2,015) ⁺	0,257 (-1,251)	-0,139 (1,075)	-0,368 (1,794) ⁺	0,197 (-1,139)	0,038 (-0,369)	-0,117 (2,428) ⁺	-0,400 (1,582)	1,172
Sfr	-0,014	0,001	-0,004	-0,013	0,106	0,038	-0,084	-0,026	-0,064	0,060

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

⁺ Estatisticamente significativo a 10% de confiança.

Os resultados apresentados indicaram presença de efeitos espaciais nos erros, os quais alteraram os resultados da estimação tradicional. Comparando-se o modelo tradicional com o espacial, observa-se substancial modificação nos resultados do modelo espacial, os quais se tornaram mais coerentes com a teoria, com parâmetros significativos estatisticamente em maior quantidade, o que reforçou a necessidade de considerar os efeitos oriundos da localização em modelos com dados regionais.

As parcelas estimadas no ponto médio foram: -0,27% para arroz; 0,05% para feijão; 0,49% para milho; -1,62% para soja; 8,40% para bovinos; 0,63% para leite; -5,72% para mão-de-obra contratada; -1,28% para terra arrendada; -5,78% para óleo diesel; e 105,09% para fertilizantes. Entretanto, pelo fato de existirem ausências de produção de alguns produtos em muitas áreas observadas, a análise no ponto médio ficou prejudicada.

Observa-se que a monotonicidade da função de lucro para as parcelas estimadas médias foi 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, essa restrição foi violada. Isto é uma deficiência do modelo função de lucro translog, que nem sempre satisfaz às condições de monotonicidade globalmente (conforme mostrado no referencial teórico). CHRISTENSEN et al. (1973) e LAU (1986) mostraram essa limitação da função translog, propriedade que foi verificada, posteriormente, em pontos locais, sendo satisfeita para uma gama de preços.

Ao se observarem as elasticidades apresentadas na Tabela 9, percebe-se que a convexidade da função de lucro não foi satisfeita globalmente, uma vez que a elasticidade-preço direta da oferta de arroz apresentou sinal negativo, e a elasticidade-preço direta da demanda de fertilizantes, sinal positivo. A elasticidade-preço direta da oferta de soja foi negativa, porém estatisticamente não-significativa. Esses sinais, contrários à teoria econômica, ocorreram no ponto médio das observações, mas, ao considerar outras localidades em vez do ponto médio, a análise foi coerente com a teoria.

Os valores absolutos de várias elasticidades, quando calculados para o ponto médio, foram muito altos, muito maiores que a unidade e afetados pelos baixos valores das parcelas estimadas médias. Assim, áreas específicas e suas elasticidades foram analisadas individualmente. As áreas mínimas comparáveis (AMC) foram selecionadas com base nas áreas-alvo dos programas de desenvolvimento dos cerrados (PRODECER e POLOCENTRO); no Mato Grosso do Sul, as áreas de Bodoquena, Campo Grande e Três Lagoas; no Mato Grosso, áreas de Cáceres e Cuiabá; e em Goiás, áreas de Campo Alegre de Goiás e Rio Verde.

4.4. Elasticidades para localidades específicas

Como as elasticidades apresentadas a partir desse ponto foram médias das elasticidades das observações para cada AMC selecionada, perde-se em informação sobre a significância estatística dos valores calculados. Poder-se-iam calcular as elasticidades para a média das parcelas de cada observação, para cada AMC, mas defende-se, aqui, que a média das elasticidades é um resultado mais confiável que a elasticidade para a parcela estimada média. Como não é econometricamente correto calcular a média das estatísticas t-Student de cada elasticidade, não se tem essa informação.

Bodoquena-MS

A AMC Bodoquena abrange os municípios de Bodoquena e Miranda, na região do Pantanal. São regiões alagadiças e muito voltadas para a pecuária e para as atividades de pesca. A área foi beneficiada pelos recursos do POLOCENTRO, e as elasticidades calculadas encontram-se na Tabela 10.

Tabela 10 - Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Bodoquena-MS, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	0,350	-0,176	-0,314	-0,168	-1,044	0,089	0,068	0,172	0,210	0,813
Sfe	-0,584	-0,348	-0,041	0,298	-0,338	-0,268	-0,211	0,164	0,363	0,965
Smi	-0,990	-0,045	1,461	-0,879	-0,964	1,292	-0,065	0,060	-0,500	0,630
Sso	2,646	-0,986	3,798	-2,821	1,474	1,313	-3,304	-1,632	-0,964	0,476
Sbv	1,892	0,203	0,577	0,237	-4,594	1,890	-0,356	0,135	-0,505	0,522
Sle	0,358	-0,372	1,866	-0,418	-4,781	0,585	1,322	-0,451	-0,543	2,434
Smc	-0,089	0,075	0,031	-0,271	-0,196	-0,349	-0,589	0,090	0,025	1,274
Ste	-1,082	-0,312	-0,124	-0,729	0,539	0,607	0,481	-0,778	-0,411	1,811
Sds	-0,571	-0,296	0,438	-0,161	-0,726	0,332	0,057	-0,189	-0,007	1,123
Sfr	0,091	0,033	0,031	0,037	0,011	0,067	-0,123	-0,040	-0,050	-0,057

Fonte: Resultados 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).

Observa-se que os sinais das elasticidades-preço diretas da oferta de feijão, soja e bovinos foram negativos, o que não condiz com a teoria econômica. Essas variáveis possuíam, no período analisado, problemas relativos às características da área estudada, com grande influência da geografia pantaneira (cerca de 39,5% de Miranda é área de pantanal), dificultando o cultivo/criação em época de enchentes. O solo geralmente é arenoso e tem baixos níveis de nitrogênio, fósforo, potássio, cálcio e matéria orgânica (ARRUDA e SUGAI, 1994).

Nessa região também houve grandes dificuldades na coleta dos dados censitários, uma vez que as estradas são precárias e as distâncias, relativamente grandes. A bovinocultura foi praticada de modo extensivo e a região começou a modernizar-se apenas a partir dos anos 90.

ARRUDA e SUGAI (1994) também constataram retornos negativos na pecuária dessa região, mesmo em épocas de elevados preços reais dos bovinos. Os produtores dessa área pouco respondem às alterações nos preços de óleo diesel e fertilizantes, com elasticidades-preço diretas quase nulas.

Os preços de arroz e milho, em Bodoquena, foram complementares na oferta de soja, bovinos e leite, culturas estas associadas à criação de bovinos, uma vez que várias áreas de pastagens foram plantadas após a abertura e plantio de arroz. O milho foi um produto muito utilizado na alimentação do rebanho, e a soja foi uma cultura alternativa com pequena área produzida na AMC.

Os fatores mão-de-obra contratada, terra arrendada e óleo diesel foram substitutos entre si, fato explicado pelo elevado número de grandes propriedades com criação extensiva de bovinos. Os fertilizantes e os três fatores acima citados foram substitutos nas demandas de mão-de-obra contratada, terra arrendada e óleo diesel, mas apresentaram relações de complementaridade quando foram observados os resultados desses últimos na demanda de fertilizantes. Tal resultado evidenciou uma assimetria nas elasticidades parciais de substituição de Bodoquena, ou seja, comportamentos diferentes quando se analisou o fator i na equação de j , comparativamente ao fator j na equação de i , com maior ênfase no uso dos demais fatores em detrimento dos fertilizantes.

O fator terra arrendada, em geral, foi regressivo contra os preços dos produtos (à exceção de bovinos e leite), ou seja, teve seu uso reduzido pelo aumento dos preços dos produtos. Dado que os bovinos foram a maior atividade da região, tal resultado foi compreensível, e o uso de terra aumentou em decorrência do aumento de preço de bovinos e de leite.

Mão-de-obra contratada foi regressiva ante os preços de arroz, soja, bovinos e leite. A regressividade do uso de óleo diesel aos preços de arroz, feijão, soja e bovinos não era esperada, uma vez que se esperava que a modernização e a mecanização levassem ao maior uso de combustíveis. Tal efeito foi afetado pela grande influência de bovinos na região, o que indica comportamentos diferenciados na demanda de óleo diesel.

Campo Grande-MS

Outra AMC de interesse foi a de Campo Grande, que envolveu apenas a capital do Estado de Mato Grosso do Sul. Sofreu influência da alteração no perfil da cidade em todo o período analisado, que passou de uma cidade interiorana, de destaque no antigo Mato Grosso, para a capital do Mato Grosso do Sul, com grande alteração na urbanização e intenso processo de migração da população rural para a cidade. Essa área foi beneficiada por recursos do POLOCENTRO, e as elasticidades calculadas são apresentadas na Tabela 11.

Entre as elasticidades-preço diretas de oferta de produtos e demanda de fatores de Campo Grande, feijão, soja e bovinos apresentaram sinais contrários à teoria econômica. De feijão e soja, existiam produções pequenas nesta AMC. Para bovinos, características como o ciclo de produção e engorda de bovinos afetaram sua resposta na produção. Nesse caso, o modelo deveria conter preços de bovinos defasados para considerar tal situação, o que não foi possível, em razão das características dos dados censitários.

Tabela 11 - Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Campo Grande-MS, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	0,420	-0,202	-0,349	-0,170	-1,161	0,067	0,094	0,189	0,194	0,918
Sfe	-0,926	-0,062	-0,093	0,436	-0,543	-0,437	-0,253	0,259	0,526	1,095
Smi	-1,101	-0,064	1,670	-0,952	-1,100	1,381	-0,047	0,071	-0,574	0,716
Sso	-0,359	0,201	-0,638	-0,627	-0,328	-0,221	0,493	0,264	0,089	1,127
Sbv	1,678	0,171	0,504	0,224	-4,238	1,653	-0,311	0,120	-0,485	0,683
Sle	1,013	-1,442	6,632	-1,586	-17,315	4,628	5,042	-1,564	-1,886	6,478
Smc	-0,112	0,066	0,018	-0,278	-0,256	-0,397	-0,544	0,100	-0,004	1,408
Ste	-0,810	-0,242	-0,097	-0,536	0,357	0,444	0,359	-0,834	-0,355	1,715
Sds	-0,239	-0,141	0,224	-0,052	-0,413	0,153	-0,004	-0,102	-0,567	1,140
Sfr	0,081	0,021	0,020	0,047	-0,042	0,038	-0,104	-0,035	-0,082	0,056

Fonte: Resultados 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).

Para os fertilizantes, a elasticidade-preço direta da demanda foi positiva, contradizendo a teoria. Assim, a convexidade global na função de lucro foi violada. A monotonicidade global também foi violada, uma vez que as parcelas estimadas de bovinos e de fertilizantes apresentaram sinais contrários à teoria.

Os vários resultados contrários à teoria, para a AMC Campo Grande, estariam relacionados, principalmente, com as características urbanas comuns em capitais de estado e aos efeitos especulativos no mercado rural, dado que os produtores não maximizaram lucro, uma vez que as propriedades da função foram violadas. Produtos de maior consumo no meio urbano, como arroz, milho e leite, apresentaram sinais compatíveis com a teoria, tendo os dois últimos ofertas preço-elásticas.

Nas ofertas dos produtos, de modo geral, houve relações de substituição, e na oferta de bovinos, em particular, relações de complementaridade a todos os demais produtos. As características próprias da criação de bovinos dificultaram as mudanças na produção, principalmente pelo ciclo produtivo médio de quatro anos para o abate de bovinos gordos, predominante na região no período de 1975 a 1995.

De modo geral, os fatores foram complementares entre si, e apenas o fator fertilizantes foi substituto nas demandas dos demais fatores. Aqui também se observou assimetria nas relações entre fertilizantes e demais fatores. Houve regressividade na oferta dos produtos em relação aos preços de terra arrendada e fertilizantes. Os efeitos especulativos no mercado de terras da região e ainda a pouca resposta dos solos da região aos fertilizantes foram as causas atribuídas aos resultados. Tais explicações necessitam de estudos posteriores, que fogem ao escopo deste trabalho. A regressividade também esteve presente na demanda dos fatores quanto aos preços de arroz e soja, principalmente para mão-de-obra, terra e óleo diesel.

Três Lagoas-MS

A AMC Três Lagoas-MS também foi beneficiada pelo POLOCENTRO. Composta pelos municípios de Inocência, Selvíria e Três Lagoas, suas elasticidades-parciais de substituição são apresentadas na Tabela 12.

As elasticidades-preço diretas da oferta de arroz, feijão, milho e leite foram positivas, o que condiz com a teoria. Para soja e bovinos, os sinais foram negativos, contrários ao esperado teoricamente.

De modo geral, arroz, feijão e milho foram produtos substitutos entre si, apesar de serem complementares aos bovinos. O grande aumento do rebanho bovino dessa região, no período de 1975 a 1980, da ordem de 95%, esteve associado aos índices de lucratividade da atividade e ainda ao crédito rural com juros reais baixos, que estimularam a procura por terras para viabilizar a obtenção do referido crédito. Tais fatos alteraram a resposta da produção à bovinocultura da região Centro-Oeste.

A bovinocultura cresceu muito nessa área, em virtude da proximidade com o Estado de São Paulo, e grande parte das pastagens de Três Lagoas foi ocupada por antigos pecuaristas paulistas que, de certa forma, foram expulsos pela expansão da área cultivada de cana-de-açúcar e laranja naquele estado. A maior proximidade dos abatedouros paulistas também contribuiu para a expansão da bovinocultura, independentemente das alterações de preços no período.

De modo geral, em Três Lagoas, o uso dos fatores foi regressivo ante o aumento dos preços de soja e arroz, e a oferta dos produtos foi regressiva ante o aumento dos preços de terra arrendada e de fertilizantes.

Tabela 12 - Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Três Lagoas-MS, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	0,945	-0,308	-0,482	-0,284	-1,590	0,100	0,197	0,279	0,305	0,839
Sfe	-3,457	2,181	-0,371	1,377	-1,696	-1,520	-0,655	0,951	2,001	1,188
Smi	-0,584	-0,040	0,489	-0,523	-0,600	0,762	-0,029	0,032	-0,347	0,840
Sso	-0,985	0,426	-1,498	-0,215	-0,652	-0,516	1,281	0,645	0,305	1,208
Sbv	2,805	0,267	0,874	0,331	-6,520	2,859	-0,449	0,226	-0,785	0,391
Sle	0,470	-0,637	2,957	-0,698	-7,623	1,486	2,205	-0,697	-0,872	3,408
Smc	-0,281	0,083	0,034	-0,526	-0,363	-0,669	-0,142	0,187	0,045	1,632
Ste	-0,974	-0,296	-0,092	-0,649	0,448	0,518	0,457	-0,803	-0,399	1,790
Sds	-0,263	-0,154	0,246	-0,076	-0,383	0,160	0,027	-0,098	-0,573	1,112
Sfr	0,053	0,007	0,044	0,022	-0,014	0,046	-0,073	-0,033	-0,082	0,029

Fonte: Resultados 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).

Cáceres-MT

A AMC Cáceres-MT, pelo fato de se utilizar uma agregação com base em 1975, abrange uma grande área, com vários municípios, a saber: Araputanga, Barra do Bugre, Brasnorte, Cáceres, Campo Novo do Parecis, Chapada dos Guimarães, Cláudia, Colider, Denise, Diamantino, Figueirópolis D' oeste, Glória D' oeste, Guarantã do Norte, Indiavai, Itaúba, Jauru, Lambari D' oeste, Lucas do Rio Verde, Marcelândia, Matupa, Mirassol D' oeste, Nobres, Nova Brasilândia, Nova Canaã do Norte, Nova Mutum, Nova Olímpia, Paranatinga, Peixoto de Azevedo, Planalto da Serra, Porto Esperidião, Porto Estrela, São José dos Quatro Marcos, Reserva do Cabacal, Rio Branco, Santa Carmem, São José do Rio Claro, Salto do Céu, Sinop, Sorriso, Tangará da Serra, Tapurah, Terra Nova do Norte, Vera, Nova Guaritá, Nova Maringá.

As elasticidades calculadas para Cáceres estão na Tabela 13. A provável heterogeneidade existente dentro da AMC, em si, foi parte da causa dos sinais negativos das elasticidades-preço diretas das ofertas de soja, bovinos, leite e dos sinais positivos das elasticidades-preço diretas das demandas de mão-de-obra contratada e fertilizantes. Os municípios de Campo Novo do Parecis e Diamantino foram beneficiados pelos programas de desenvolvimento POLOCENTRO e PRODECER.

A resposta ao milho foi muito elevada, ou seja, aumentos de 10% no preço do milho aumentaram a oferta desse produto em 171%, magnitude que serviu mais como orientação do comportamento geral do que para aplicação em políticas voltadas ao produto.

Similarmente às áreas analisadas anteriormente, em Cáceres, os produtos foram complementares na oferta de bovinos, mas tem-se substituição entre feijão, milho e soja na oferta de arroz.

Tabela 13 - Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Cáceres-MT, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	0,467	-0,214	-0,377	-0,086	-1,239	0,044	0,132	0,204	0,198	0,870
Sfe	-1,885	0,804	-0,227	0,899	-1,045	-0,883	-0,387	0,534	1,092	1,097
Smi	-8,096	-0,564	17,151	-6,704	-7,229	9,429	0,165	0,624	-3,507	-1,269
Sso	-0,050	0,075	-0,210	-0,757	-0,197	-0,095	0,146	0,083	-0,024	1,029
Sbv	1,751	0,172	0,507	0,322	-4,413	1,696	-0,287	0,136	-0,506	0,623
Sle	0,086	0,038	-0,093	0,160	0,165	-1,108	-0,125	0,013	-0,050	0,915
Smc	-0,313	0,107	-0,011	-0,518	-0,499	-0,836	0,037	0,233	0,065	1,734
Ste	-1,851	-0,552	-0,261	-1,121	0,801	0,928	0,900	-0,606	-0,686	2,448
Sds	-0,250	-0,156	0,218	0,033	-0,479	0,137	0,034	-0,097	-0,541	1,101
Sfr	0,089	0,016	0,002	0,137	-0,086	0,014	-0,072	-0,026	-0,086	0,012

Fonte: Resultados 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).

Quanto aos fatores, mão-de-obra contratada foi substituída de terra arrendada e óleo diesel, enquanto terra foi complementar de óleo diesel. Os fertilizantes foram substituídos na demanda dos demais fatores, mas estes últimos foram complementares na demanda de fertilizantes, ou seja, elevações nos preços dos fatores ocasionaram redução na demanda de fertilizantes.

O efeito regressividade no uso de fatores esteve mais restrito ao arroz e aos bovinos, enquanto na oferta de produtos esse efeito esteve mais ligado à mão-de-obra, terra e fertilizantes.

Cuiabá-MT

A AMC Cuiabá-MT também é extensa e envolve os municípios de Água Boa, Alto Boa Vista, Araguaiana, Barra do Garças, Campinápolis, Campo Verde, Canabrava do Norte, Canarana, Cocalinho, Confresa, Cuiabá, Dom Aquino, Jaciara, Juscimeira, Luciara, Nova Xavantina, Novo São Joaquim, Porto Alegre do Norte, Poxoréo, Primavera do Leste, Querência, Ribeirão Cascalheira, São José do Xingu, São Pedro da Cipa, Santa Terezinha, São Félix do Araguaia e Vila Rica.

Observou-se, na Tabela 14, que as elasticidades-preço diretas da oferta de soja, bovinos e leite apresentaram sinais negativos, contrários ao esperado teoricamente.

Nessa região, os produtores responderam aos preços de arroz, feijão e milho, sendo esses produtos substituídos entre si. Novamente, houve complementaridade entre estes e os bovinos, similar ao ocorrido em Cáceres. Em Cuiabá, essas respostas estavam associadas também às características urbanísticas e também às ligadas aos centros administrativos estaduais.

Tabela 14 - Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Cuiabá-MT, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	0,359	-0,194	-0,337	-0,078	-1,154	0,030	0,138	0,190	0,161	0,885
Sfe	-3,736	2,475	-0,441	1,605	-1,923	-1,699	-0,688	1,048	2,169	1,190
Smi	-1,600	-0,105	2,786	-1,295	-1,592	1,933	0,019	0,124	-0,805	0,535
Sso	-0,059	0,080	-0,215	-0,759	-0,208	-0,109	0,178	0,093	-0,035	1,035
Sbv	1,127	0,113	0,328	0,242	-3,166	1,037	-0,175	0,083	-0,359	0,771
Sle	-0,100	0,335	-1,421	0,481	3,652	-2,256	-1,142	0,328	0,302	-0,180
Smc	0,285	-0,025	0,031	0,413	0,058	0,334	-1,503	-0,117	-0,157	0,682
Ste	1,542	0,434	0,222	1,051	-0,787	-0,727	-0,721	-1,308	0,355	-0,061
Sds	-0,165	-0,114	0,178	0,048	-0,396	0,090	0,035	-0,073	-0,685	1,082
Sfr	0,090	0,017	0,012	0,128	-0,092	0,005	-0,052	-0,023	-0,100	0,016

Fonte: Resultados 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).

A maior parte desta AMC está na maior microrregião homogênea do país, a região mato-grossense (MRH 332). Na década de 70, essa região cresceu a uma taxa geométrica anual de 16,11% (ARRUDA e SUGAI, 1994). No período de 1975 a 1995, houve grande alteração no perfil produtivo, passando de arroz para soja, e existência de grandes rebanhos bovinos. Essas alterações na composição da pauta de produtos cultivados e no rebanho, aliadas à dimensão da AMC Cuiabá, foram as causas principais dos resultados insatisfatórios.

O valor negativo da elasticidade-preço direta da oferta de bovinos esteve relacionado com a ausência de resposta aos preços no curto prazo, enquanto a pequena quantidade de soja produzida, no período de 1975 a 1980, refletiu em parâmetros não-representativos da realidade atual.

Comportamento semelhante ao das demais localidades foi observado para arroz, feijão e milho, com substituição entre essas culturas, além de relações de complementaridade entre esses produtos e a oferta de bovinos.

Terra arrendada e óleo diesel foram complementares à mão-de-obra. O fator terra foi complementar em todas as demandas de fatores, o que indica que aumentos nos preços de terra reduziram a quantidade demandada dos demais fatores.

Houve características de regressividade nas ofertas dos produtos com relação à terra arrendada e aos fertilizantes, ou seja, aumentos nos preços desses fatores levaram a aumentos nas ofertas dos produtos. Em relação às demandas de fatores, apenas os bovinos demonstraram regressividade, em relação a todos os fatores.

Rio Verde-GO

No Estado de Goiás, a AMC Rio Verde é composta pelos municípios de Castelândia, Montividiu, Rio Verde e Santo Antônio da Barra. Contemplado por recursos do POLOCENTRO, Rio Verde é uma região que expandiu 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 em Rio Verde também foi destaque no estado, dada a

produtividade em torno dos 6 mil kg/hectare, em 1997 (MATTOSO et al., 2001). As elasticidades-parciais de substituição são apresentadas na Tabela 15.

Com exceção de soja e fertilizantes, todos os demais produtos e fatores apresentaram elasticidades-preço diretas com sinais coerentes com a teoria econômica, ou seja, positivos para produtos e negativos para fatores. O fator fertilizantes apresentou demanda com elasticidade quase nula, não-significativa estatisticamente. Para soja, a explicação para o valor negativo da elasticidade-preço direta esteve, principalmente, relacionada com o grande incremento da produtividade para compensar quedas nos preços reais recebidos pelo produto. Houve expressivo aumento na produção, principalmente devido ao ganho tecnológico necessário para ocupação dos solos do cerrado, mesmo com reduções nos preços reais.

Os produtores responderam às alterações nos preços de arroz, feijão, milho, bovinos e leite, e o expressivo valor da elasticidade-preço direta da oferta de leite (7,78) explicou parte da grande expansão no volume produzido de leite, nos últimos anos da amostra (1985 e 1995), produção direcionada, na sua maior parte, para o consumo dos centros urbanos de Goiânia-GO e até mesmo Brasília, no Distrito Federal (IBGE, 1997:38-39).

A soja foi substituta de arroz e milho, mas complementar ao feijão, enquanto arroz, milho e feijão foram substitutos entre si. Na oferta de bovinos, observaram-se relações de substituição com todos os demais produtos; na oferta de leite, este foi complementar de arroz e milho.

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

A oferta de produtos, em geral, foi regressiva, dados os preços de terra arrendada e de fertilizantes, resultado coerente com a idéia de que nas culturas foram utilizadas tecnologias dependentes desses fatores.

Tabela 15 - Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Rio Verde-GO, de 1975 a 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: Resultados 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).

Campo Alegre de Goiás-GO

Outra região de interesse foi a AMC Campo Alegre de Goiás, beneficiada pelo PRODECER II e composta apenas pelo município de Campo Alegre de Goiás. As elasticidades-parciais de substituição estão na Tabela 16.

Os sinais das elasticidades-preço diretas, à exceção de soja e fertilizantes, foram coerentes com a teoria. O valor da elasticidade-preço direta de bovinos foi muito elevado (33,7), resultado que deve ser observado com desconfiança.

O arroz foi substituto dos demais produtos, à exceção de leite; o feijão foi complementar da soja e substituto dos demais produtos; o leite foi complementar do milho, fato explicado pelo sistema produtivo da região, que utilizou rações baseadas nesse produto.

Entre os fatores, terra arrendada e mão-de-obra foram substitutos. O fator fertilizantes também foi substituto nas demandas de terra arrendada, diesel e mão-de-obra, e as demais relações foram de complementaridade entre fatores.

A demanda de terra arrendada foi regressiva, dados os preços de todas as culturas. Com exceção de fertilizantes, os fatores tiveram demanda regressiva, dado o preço do arroz. Quanto aos produtos, em geral, as ofertas das culturas foram regressivas, haja vista os preços de terra e de fertilizantes. Feijão e milho tiveram ofertas regressivas, em decorrência dos preços de mão-de-obra, principalmente por influência das lavouras dos agricultores familiares na região.

Tabela 16 - Elasticidades-parciais de substituição para a área mínima comparável, em Campo Alegre de Goiás-GO, de 1975 a 1995

Equação*	Variáveis									
	Par	Pfe	Pmi	Pso	Pbv	Ple	Pmc	Pte	Pds	Pfr
Sar	0,227	-0,171	-0,290	-0,123	-0,918	0,060	0,005	0,143	0,100	0,966
Sfe	-1,197	0,193	-0,129	0,561	-0,610	-0,560	-0,365	0,326	0,644	1,136
Smi	-1,127	-0,072	1,763	-0,974	-1,068	1,433	-0,107	0,063	-0,643	0,731
Sso	-0,234	0,153	-0,479	-0,692	-0,195	-0,165	0,295	0,184	-0,002	1,136
Sbv	-17,243	-1,637	-5,169	-1,920	33,732	-18,011	2,415	-1,584	4,364	5,053
Sle	0,776	-1,043	4,807	-1,123	-12,481	3,078	3,567	-1,150	-1,437	5,006
Smc	-0,004	0,041	0,022	-0,121	-0,101	-0,216	-0,842	0,034	-0,087	1,275
Ste	-0,469	-0,153	-0,053	-0,315	0,276	0,289	0,141	-0,913	-0,306	1,503
Sds	-0,087	-0,080	0,144	0,001	-0,201	0,096	-0,095	-0,081	-0,825	1,129
Sfr	0,098	0,017	0,019	0,061	0,027	0,039	-0,165	-0,047	-0,133	0,083

Fonte: Resultados 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).

Avaliação geral

De modo geral, ao se avaliarem as regiões selecionadas, verifica-se que houve substituição entre arroz, feijão e milho, e algumas complementaridades entre milho e leite. Os resultados para soja, na maioria dos casos, foram não coerentes com a teoria, o que sugere que o modelo seja melhorado para captar a realidade das regiões que produzem esse produto.

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

A produção de bovinos, em muitas regiões, foi a mais importante, o que conduziu a estimativas de menor qualidade para as culturas. Como no modelo estimaram-se parâmetros para o conjunto das observações, aquelas localidades com produção inexistente prejudicaram o modelo, visto que geraram distorções nos sinais de mercado e na resposta dos produtores.

A análise que considerou a localização evidenciou resíduos com valores mais próximos para culturas em regiões vizinhas. Como as culturas dependeram das características geoclimáticas, esse resultado não surpreendeu. Além disto, os mercados de grãos e bovinos expandiram, consideravelmente, no Centro-Oeste, e a dinâmica regional ainda requer maiores informações da produção agrícola recente da região.

Os parâmetros espaciais evidenciaram elevadas autocorrelações espaciais nos resíduos das equações dos produtos analisados, ou seja, valores altos (ou baixos) de fatores não especificados no modelo em uma região estiveram associados a valores altos (ou baixos) dessas mesmas variáveis nas regiões vizinhas.

Essas relações confirmaram a idéia de que as regiões no Centro-Oeste brasileiro foram interdependentes entre si e que a desconsideração desta característica levaria a erros na formulação de políticas.

Houve efeitos espaciais nos resíduos, e os produtores responderam às alterações nos preços de produtos e fatores. Entretanto, a análise das parcelas médias estimadas mostrou não ser a mais adequada, dada a heterogeneidade das áreas analisadas. Na análise individualizada observaram-se as características específicas de cada AMC, e os resultados foram satisfatórios.

5. RESUMO E CONCLUSÕES

A interdependência das localidades é objeto de estudo desde o século XIX, dando origem aos modelos de desenvolvimento agrícola, como os de círculos concêntricos de Von Thünen, de pólos de crescimento (Perroux), ou aos modelos mais recentes, como o de inovação induzida de Hayami e Ruttan.

O planejamento e a condução de políticas regionais de incentivo à produção agrícola devem considerar essa interdependência, oriunda exclusivamente da localização, como fator que altera os resultados da política. É uma interferência entre o que ocorre em uma localidade e o que ocorre na vizinhança.

Este estudo buscou contribuir para a literatura econômica, conciliando um modelo de função de lucro translog com efeitos de dependência espacial nos resíduos do sistema de parcelas de lucros. Buscou-se determinar a importância dos efeitos espaciais sobre a resposta da produção agrícola para as alterações nos preços de produtos e insumos no Centro-Oeste brasileiro, no período 1975-1995/1996.

A incorporação da dependência espacial foi feita por meio de uma ponderação dos resíduos das áreas mínimas comparáveis (AMC) vizinhas, utilizando-se uma matriz de contigüidade binária. A estimação seguiu as orientações da literatura da econometria espacial, mediante estimadores de

equações aparentemente não-relacionadas com erros autocorrelacionados espacialmente.

Os resultados ofereceram evidências econométricas de que houve dependência espacial nos resíduos do modelo. As indicações de efeitos espaciais nos erros, nessa matriz de ponderação, foram bastante claras, e o teste de hipótese para os parâmetros espaciais não permitiu aceitar a hipótese de que são nulos, conforme estatística de razão de verossimilhança, significativa a 1%, ou seja, não foi possível, estatisticamente, dizer que não houve dependência espacial no modelo.

Os produtos com efeitos espaciais mais pronunciados foram feijão, milho e leite para o Centro-Oeste. Entretanto, houve indicações de que a análise deve ser aprofundada e de que devem ser considerados 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.

O fator óleo diesel não apresentou indicações de efeitos espaciais nos resíduos. Para mão-de-obra contratada e terra arrendada, os efeitos espaciais foram menores, resultados associados a uma dependência dos fatores socioculturais e pouca dependência dos fatores edafoclimáticos.

Houve altas autocorrelações espaciais positivas nos produtos, visto que os parâmetros espaciais sempre estiveram acima de 0,91, inclusive para bovinos, o que demonstrou forte influência de outros fatores não incluídos no modelo, afetando os resíduos exclusivamente pela localização. Relevo, tipo de solo, precipitação, temperatura, altitude, longitude e latitude foram alguns dos fatores altamente específicos da localização, causadores desses efeitos. Outros fatores foram erros de mensuração, fortes ligações dos mercados com os vizinhos (infra-estrutura de transporte, energia, telecomunicações e mesmo associações de produtores) e formato da coleta dos dados com divisões em áreas que não corresponderam às áreas de influência dos fenômenos estudados.

Ao relacionar os resultados com os diferentes tipos de autocorrelação espacial, constata-se que os efeitos espaciais detectados estiveram mais

relacionados com os do *descriptor do comportamento em certo mapa*, do *índice do conteúdo de informação presente nos dados georeferenciados* e da *correção para as variáveis não-observáveis*. O efeito espacial do tipo *idéia de difusão espacial* não encontrou respaldo nesse estudo e nem mesmo em outras literaturas, o qual permitisse argumentar em seu favor. Estudos complementares de difusão espacial são necessários para confirmar essa idéia.

Comparando-se os resultados do modelo tradicional (ou seja, com métodos econométricos que desconsideram a presença explícita da localização) com o modelo espacialmente transformado (inserindo a questão da localização por meio de uma matriz de vizinhança), verificam-se resultados muito melhores, em significância estatística e ajustamento, no modelo transformado com dependência espacial nos resíduos.

Foram examinados, com maior detalhe, os resultados das áreas específicas da amostra. Nesse exame aprofundado dos resultados, as áreas mínimas comparáveis (AMC) foram selecionadas com base nas áreas-alvo dos programas de desenvolvimento dos cerrados (PRODECER e POLOCENTRO); no Mato Grosso do Sul, as áreas de Bodoquena, Campo Grande e Três Lagoas; no Mato Grosso, áreas de Cáceres e Cuiabá; e em Goiás, áreas de Campo Alegre de Goiás e Rio Verde.

De modo geral, na avaliação das regiões selecionadas foram obtidas substituição entre arroz, feijão e milho, e algumas complementaridades entre milho e leite. Os resultados da soja, na maioria dos casos, foram não-significativos estatisticamente e não satisfizeram à teoria, o que sugere que o modelo seja melhorado na identificação das regiões produtoras de soja, uma vez que várias AMC não eram produtoras de soja.

Bodoquena, Campo Grande, Cáceres, Cuiabá, Rio Verde e Campo Alegre de Goiás apresentaram ofertas preço-elásticas para milho. Políticas que visem ao aumento da produção de milho devem atentar para a possibilidade de quedas de preços, pois os efeitos na queda da produção serão mais que proporcionais.

As culturas básicas, como arroz e feijão, em geral, tiveram ofertas-preço inelásticas, e reduções em seus preços ocasionaram reduções menos que proporcionais nas quantidades ofertadas.

Os resultados apresentados, quanto às elasticidades-preço diretas, para Campo Grande-MS, Cuiabá-MT e Cáceres-MT não satisfizeram à teoria econômica, na atividade bovinos. Análises que incorporem expectativas de preços de bovinos poderão aperfeiçoar o modelo; entretanto, necessita-se de séries temporais de preços municipais, o que dificulta a implementação deste aperfeiçoamento.

Os melhores resultados foram para Goiás, explicados pela qualidade das informações e pelo maior número de áreas que, efetivamente, produziam vários dos produtos analisados. No caso dos Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, havia vários municípios que não produziam alguns dos produtos selecionados. As áreas de pantanal ou mesmo as regiões amazônicas no norte do Mato Grosso apresentavam características próprias que dificultavam a produção, ou ainda áreas ainda não exploradas com lavouras.

Ressalta-se, também, a alteração na estrutura produtiva dos estados considerados, principalmente de Mato Grosso, no período de 1975 a 1995, dada a grande expansão na área cultivada e dado o uso de fatores produtivos.

Nas demandas de fatores, os resultados foram condizentes com o esperado teoricamente, e apenas óleo diesel e terra arrendada foram complementares entre si.

Uma política agrícola que vise aumentar a oferta de grãos deve considerar, de modo mais explícito, a questão da localização. Pelo presente modelo, verifica-se que os produtores de cada área responderam, de modo diferente, às alterações nos preços de produtos e fatores. Dadas as elasticidades-preço da oferta de produtos para cada localidade e dados os efeitos espaciais existentes na região, é possível planejar a reação dos produtores e reduzir o risco associado à produção.

Houve limitações no cálculo das elasticidades nos valores médios das parcelas estimadas e, no cálculo das elasticidades médias, não se teve teste de

significância, o que prejudicou a análise estatística. De qualquer forma, foi importante calcular as elasticidades de cada observação, para se obter resposta às alterações de preços em cada localidade.

Como o modelo considerou apenas a dependência espacial nos resíduos, um segundo passo para a pesquisa deve ser a análise de efeitos espaciais em variáveis explicativas, bem como 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 apresentou limitações à análise de cada estado, separadamente ou ainda para cada ano separadamente, o que sugere amplas investigações na pesquisa em econometria espacial.

Outras limitações estiveram relacionadas com disponibilidade dos dados, que, em muitos casos, não permitiu obter uma série temporal de preços, o que prejudicou a incorporação de expectativas de preços no modelo.

A estimação do sistema multiequacional com dados de seção cruzada e série temporal, com 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 levar em conta os efeitos espaciais na formulação e na atuação em programas de desenvolvimento regional. Os efeitos espaciais, neste estudo, foram muito importantes, visto que alteraram, de forma decisiva, as elasticidades calculadas e mostraram que todos os produtos analisados sofreram efeitos de localização.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACCARINI, J.H. **Economia rural e desenvolvimento: reflexões sobre o caso brasileiro**. Petrópolis: Vozes, 1987. 224 p.
- ALBUQUERQUE, M.C.C., NICOL, R. **Economia agrícola**. São Paulo: McGraw-Hill, 1987.
- ALVES, E. **A agricultura e a urbis**. 1991. (Mimeogr.).
- ALVES, E., CONTINI, E. A modernização da agricultura brasileira. In: BRANDÃO, A.S.P. (Ed.). **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988. p. 49-98.
- ANDERSON, J.R., DILLON, J.L., HARDAKER, J.B. **Agricultural decision analysis**. Ames: The Iowa State University, 1977. 344 p.
- ANDRADE, M.C. **Espaço, polarização & desenvolvimento: uma introdução à economia regional**. 5.ed. São Paulo: Atlas, 1987. 120 p.
- 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, 1988a. 284 p. (Studies in operational regional science).
- ANSELIN, L. A test for spatial autocorrelation in seemingly unrelated regressions. **Economics Letters**, v. 28, n. 4, p. 335-341, 1988b.

- ANSELIN, L. Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis. **Journal of Regional Science**, v. 30, n. 2, p. 185-207, 1990.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics. In: BALTAGI, B. (Ed.). **Companion to econometrics**. Oxford: Basil Blackwell, 1999.
- 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. p. 237-289.
- ANSELIN, L., MADDEN, M. (Eds.). **New directions in regional analysis: integrated and multi-regional approaches**. London: Belhaven, 1990. 301 p.
- ARBIA, G. **Spatial data configuration in statistical analysis of regional economic and related problems**. Dordrecht: Kluwer Academic, 1989. (Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, 14).
- ARLINGHAUS, S.L., NYSTUEN, J.D. The importance of position in space. In: ARLINGHAUS, S.L. et al. (Eds.). **Practical handbook of spatial statistics**. Boca Raton: CRC, 1995. p. iii-v.
- ARRUDA, Z.J., SUGAI, Y. **Regionalização da pecuária bovina no Brasil**. Campo Grande: EMBRAPA-CNPGC; Brasília: EMBRAPA-SPI, 1994. 144 p.
- BALL, V.E. Modelling supply response in a multiproduct framework. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 70, p. 813-825, 1988.
- BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data**. West Sussex: John Wiley & Sons, 1995. 257 p.
- BALTAGI, B.H., LI, D. **Prediction in the panel data model with spatial correlation**. Texas A&M University, 1999. 17 p. (Mimeogr.).
- BARBOSA, A. Pólos de desenvolvimento: nota introdutória. In: SCHWARTZMAN, J. (Org.). **Economia regional: textos escolhidos**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1977. p. 139-143.
- BENIRSCHKA, M., BINKLEY, J.K. Land price volatility in a geographically dispersed market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 76, n. 2, p. 185-195, 1994.
- BERGMAN, M.A. The restricted profit function and the application of the generalised Leontief and the translog functional forms. **International Journal of Production Economics**, v. 49, p. 249-254, 1997.

- BRANDÃO, A.S.P. **The Brazilian agricultural policy experience: rationale and future directions**. Knoxville, Tennessee, 1988. (Mimeogr.).
- BRANDÃO, A.S.P., CARVALHO, J.L. **Trade, exchange rate and agricultural pricing policies in Brazil**. Washington: World Bank, 1991. (Comparative Studies Series).
- CALEGAR, G.M. Competitividade dos produtos lácteos no Estado de Goiás. In: VIEIRA, R.C.M.T., TEIXEIRA FILHO, A.R., OLIVEIRA, A.J., LOPES, M.R. (Eds.). **Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade**. Brasília: Embrapa/FGV, 2001. p. 207-238.
- CHRISTENSEN, L.R., JORGENSON, D.W., LAU, L.J. Transcendental logarithmic production frontiers. **The Review of Economics and Statistics**, v. 55, n. 1, p. 28-45, 1973.
- COELHO, C.N. 70 anos de política agrícola no Brasil (1931-2001). **Revista de Política Agrícola**, v. 10, n. 3, p. 3-58, 2001.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA - CNA. CEPEA-USP. **PIB da agricultura continua crescendo em 2002: PIB do agronegócio**. [02 jul. 2002]. (<http://cepea.esalq.usp.br>).
- COSTA, F.P., PACHECO, J.A.C., CORRÊA, E.S., ARRUDA, Z.J. **Estimativa do custo de produção da carne bovina para a região Centro-Oeste: setembro de 1986**. Campo Grande: EMBRAPA/CNPGC, 1986. 12 p. (Comunicado Técnico, 30).
- CUNHA, A., MUELLER, C. A questão da produção e do abastecimento alimentar no Brasil: diagnóstico regional – região Centro-Oeste. In: AGUIAR, M.N. (Org.). **A questão da produção e do abastecimento alimentar no Brasil: um diagnóstico macro com cortes regionais**. Brasília: IPEA/IPLAN; PNUD; Agência Brasileira de Cooperação, 1988. p. 235-330.
- DAVIDSON, R., MacKINNON, J.G. **Estimation and inference in econometrics**. New York: Oxford University, 1993. 875 p.
- DE JANVRY, A., SADOULET, E. Rural poverty in Latin America determinants and exit paths. **Food Policy**, v. 25, p. 389-409, 2000.
- DELFINO, J.A. Analisis de la oferta de productos, la demanda de insumos y la tecnologia del sector agropecuario argentino empleando una funcion de beneficios. **Económica**, La Plata, v. 36, n. 1-2, p. 53-69, 1990.

- DIAS, R.S., BRANDT, S.A., YAMAGUCHI, L.C.T., LEMOS, J.J.S. Retornos à escala e elasticidades de substituição na agricultura brasileira: uma função de produção translog. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 24, n. 1, 1986.
- DIEWERT, W.E. An application of the Shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. **Journal of Political Economy**, v. 79, p. 481-507, 1971.
- DISCH, A. **Agricultural policies and real income changes: an application of duality theory to Brazilian agriculture**. Yale: Yale University, 1983. 314 p. Dissertation (Ph.D.) - Yale University, 1983.
- DORNBUSCH, R., FISCHER, S. **Macroeconomia**. 2.ed. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1982. 687 p.
- EVENSON, R.E., BINSWANGER, H.P. Technology transfer and research resource allocation. In: BINSWANGER, H.P. et al. **Induced innovation**. Baltimore: The Johns Hopkins University, 1978. p. 164-211.
- EVENSON, R.E., PRAY, C.E. (Eds.). **Research and productivity in Asian agriculture**. Ithaca: Cornell University, 1991. p. 195-205.
- EVENSON, R.E., QUIZON, J. Technology, infrastructure, output supply, and factor demand in Philippine agriculture. In: EVENSON, R.E., PRAY, C.E. (Eds.). **Research and productivity in Asian agriculture**. Ithaca: Cornell University, 1991. p. 195-205.
- FERREIRA, A.B.H. **Dicionário Aurélio eletrônico**. São Paulo: Lexicon Informática, 1999. versão 3.0 CD-ROM.
- FERREIRA, C.M. Competitividade da cadeia agroalimentar do arroz de terras altas da região de Rio Verde, GO. In: VIEIRA, R.C.M.T., TEIXEIRA FILHO, A.R., OLIVEIRA, A.J., LOPES, M.R. (Eds.). **Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade**. Brasília: Embrapa/FGV, 2001. p. 79-107.
- FLORES, M.X., LIMA, J.E., 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**, v. 25, n. 4, p. 445-455, 1987.
- FULGINITI, L.E. **Argentine agricultural policies in a multiple output multiple input framework**. North Carolina State University at Raleigh, 1986. 144 p. Dissertation (Ph.D.) - North Carolina State University at Raleigh, 1986.

- FULGINITI, L.E., PERRIN, R.K. Argentine agricultural policy in a multiple-input, multiple-output framework. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, p. 279-288, 1990.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS - FGV. **FGVDADOS**. [04 set. 1999]. (<http://fgvdados.fgv.br>).
- FUSS, M., McFADDEN, D. (Eds.). **Production economics: a dual approach to theory and applications**. Amsterdam: North-Holland, 1978. 482 p. (Contributions to Economic Analysis, 1).
- FUSS, M., McFADDEN, D., MUNDLAK, Y. A survey of functional forms in the economic analysis of production. In: FUSS, M., McFADDEN, D. (Eds.). **Production economics: a dual approach to theory and applications**. Amsterdam: North-Holland, 1978. p. 219-268. (Contributions to Economic Analysis, 1).
- GASQUES, J.G., VILLA VERDE, C.M. **Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos anos oitenta**. Brasília: IPEA, 1990. (Texto para Discussão, 204).
- GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 4.ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000. 1004 p.
- GRIFFITH, D.A. What is spatial autocorrelation? Reflections on the past 25 years of spatial statistics. **L'Espace Géographique**, v. 21, n. 3, p. 265-280, 1992.
- GRIFFITH, D.A. **Spatial regression analysis on the PC: spatial statistics using SAS**. Washington D.C.: Association of American Geographers (AAG), 1993. 130 p.
- GRIFFITH, D.A. Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models. In: ARLINGHAUS, S.L. et al. (Eds.). **Practical handbook of spatial statistics**. Boca Raton: CRC, 1995. p. iii-v.
- GRIFFITH, D.A., LAYNE, L.J. **A casebook for spatial statistical data analysis: a compilation of analyses of different thematic data sets**. New York: Oxford University, 1999. 505 p.
- GUANZIROLI, C., ROMEIRO, A., BUAINAIN, A.M., SABBATO, A.D., BITTENCOURT, G. **Agricultura familiar e reforma agrária no século XXI**. Rio de Janeiro: Garamond, 2001. 288 p.
- HAINING, R. **Spatial data analysis in the social and environmental sciences**. New York: Cambridge University, 1990. 409 p.

- HAYAMI, Y., RUTTAN, V. **Agricultural development: an international perspective.** Baltimore: The Johns Hopkins University, 1985. 506 p.
- HAYASHI, F. **Econometrics.** Princeton: Princeton University, 2000. 683 p.
- HEADY, E.O. **Economics of agricultural production and resource use.** New Jersey: Prentice-Hall, 1952.
- HEADY, E.O., DILLON, J.I. **Agricultural production functions.** Ames: Iowa State University, 1961.
- HELFAND, S.M., BRUNSTEIN, L.F. The changing structure of the Brazilian agricultural sector: can we believe the 1995-96 agricultural census? In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38, 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Brasília: SOBER, 2000.
- HELFAND, S.M., REZENDE, G.C. **Brazilian agriculture in the 1990s: impact of the policy reform.** 2000. 51 p. (Mimeogr.).
- HENNEBERRY, S.R., TWEETEN, L.G. A review of international agricultural supply response. **Journal of International Food & Agribusiness Marketing**, v. 2, n. 3/4, p. 49-95, 1991.
- HERTEL, T.W., McKINZIE, L. Pseudo data as a teaching tool: application to the translog, multiproduct profit function. **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 11, n. 1, p. 19-30, 1986.
- HOTELLING, H. Edgeworth's taxation paradox and the nature of demand and supply functions. **The Journal of Political Economy**, v. 40, p. 577-616, 1932.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data.** Cambridge: Cambridge University, 1986. 246 p.
- HUFFMAN, W.E., EVENSON, R.E. Supply and demand functions for multiproduct US cash grain farms: biases caused by research and other policies. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, p. 761-773, 1989.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo agropecuário - 1970.** Rio de Janeiro, 1974.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo agropecuário - 1994/95.** Rio de Janeiro, 1997.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário - 1995/96.** Rio de Janeiro, 1998.

- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE.
SIDRA. [02 jul. 2002]. (www.sidra.ibge.gov.br).
- JORGENSON, D.W. Econometric methods for modelling producer behavior. In: JORGENSON, D.W. (Ed.). **Econometrics: econometric modelling of producer behavior**. Cambridge and London: The MIT Press, 2000. v. 1, p. 1-72.
- JUDGE, G., GRIFFITHS, W., HILL, R., LUTKEPOL, H., LEE, T.C. **The theory and practice of econometrics**. New York: Wiley, 1985.
- KLAASSEN, L.H. Pólos de crescimento: perspectiva econômica. In: SCHWARTZMAN, J. (Org.). **Economia regional: textos escolhidos**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1977. p. 209-233.
- KMENTA, J. **Elements of econometrics**. New York: MacMillan, 1986. 786 p.
- LAU, L.J. Profit functions of technologies with multiple inputs and outputs. **The Review of Economics and Statistics**, v. 54, p. 281-289, 1972.
- LAU, L.J. Applications of profit functions. In: FUSS, M., McFADDEN, D. (Eds.). **Production economics: a dual approach to theory and applications**. Amsterdam: North-Holland, 1978. p. 133-216. (Contributions to Economic Analysis, 1).
- LAU, L.J. Functional forms in econometric model building. In: GRILICHES, Z., INTRILIGATOR, M.D. (Eds.). **Handbook of econometrics**. Elsevier Science, 1986. v. 3, p. 1515-1567.
- LESAGE, J.P. Spatial modelling of agricultural markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 75, n. 5, p. 1211-1216, 1993.
- LESAGE, J.P. **Spatial econometrics**. University of Toledo, 1999. 290 p. (Mimeogr.).
- LIMA, J.E. Definições alternativas de elasticidades de substituição: revisão e aplicação. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 38, n. 1, p. 9-44, 2000.
- LOPEZ, R.E. Estimating substitution and expansion effects using a profit function framework. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 3, p. 358-367, 1984.
- LUCA, F.L. Custos na pecuária de corte. **Preços Agrícolas**, v. 98, p. 7-9, 1994.

- MAGALHÃES, A.M., HEWINGS, G.J.D., AZZONI, C.R. **Spatial dependence and regional convergence in Brazil**. 2001. 16 p. (Mimeogr.).
- MARTINS, C.I.D. **Ponto de estrangulamento da produtividade da pecuária bovina de corte no Mato Grosso do Sul**. Porto Alegre: UFRGS, 1991. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1991.
- MATTOSO, M.J., LOPES, M.R., VIEIRA, R.C.M.T., OLIVEIRA, A.J., LIMA FILHO, J.R., SANTOS FILHO, J.I. Cadeia produtiva do milho. In: VIEIRA, R.C.M.T., TEIXEIRA FILHO, A.R., OLIVEIRA, A.J., LOPES, M.R. (Eds.). **Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade**. Brasília: Embrapa/FGV, 2001. p. 321-333.
- McINTOSH, C.S., SHUMWAY, C.R. Multiproduct production choices and policy response. **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 16, n. 2, p. 291-303, 1991.
- MELO, F.H. Um diagnóstico sobre produção alimentar no Brasil. In: AGUIAR, M.N. **A questão da produção e do abastecimento alimentar no Brasil: um diagnóstico macro com cortes regionais**. Brasília: IPEA/IPLAN; PNUD; Agência Brasileira de Cooperação, 1988. p. 11-59.
- MELO FILHO, G.A., RICHETTI, A., VIEIRA, R.C.M.T., OLIVEIRA, A.J., LOPES, M.R. Cadeia produtiva do algodão: eficiência econômica e competitividade no Centro-Oeste. In: VIEIRA, R.C.M.T., TEIXEIRA FILHO, A.R., OLIVEIRA, A.J., LOPES, M.R. (Eds.). **Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade**. Brasília: Embrapa/FGV, 2001. p. 59-75.
- MOREIRA, A., MIGON, H. **Heterogeneidade espacial da produtividade na agropecuária: Brasil - 1970/1996**. Rio de Janeiro: IPEA/NEMESIS/PRONEX, 2000. [06 nov. 2001]. (<http://www.nemesis.org.br/docs/ajax1.pdf>).
- MUNDLAK, Y. **Production and supply (revised)**. Rehovot: The Center for Agricultural Economic Research, 1999. 115 p. (Working Paper, n. 9906).
- MUNDLAK, Y. **Agriculture and economic growth: theory and measurement**. Cambridge: Harvard University, 2000. 479 p.
- PAELINCK, J., KLAASSEN, L.H. **Spatial econometrics**. Farnborough: Saxon House, 1979.
- PAIVA, R.M. et al. **Setor agrícola do Brasil: comportamento econômico, problemas e possibilidades**. Rio de Janeiro: Forense-Universitária, 1976. 480 p.

- PERROUX, F. O conceito de pólo de crescimento. In: SCHWARTZMAN, J. (Org.). **Economia regional: textos escolhidos**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1977. p. 145-156.
- POPE, R.D. To dual or not to dual? **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 7, n. 2, p. 337-351, 1982.
- REARDON, T., BERDEGUÉ, J., ESCOBAR, G. **Rural nonfarm employment and incomes in Latin America: overview and policy implications**. 2001. 35 p. (World Development).
- REIS, R.P., TEIXEIRA, E.C., LIMA, J.E. O mercado de leite: política de intervenção e estrutura produtiva. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 31, n. 3, p. 215-229, 1993.
- REIS, E.J., GUZMAN, R.M., PIMENTEL, M. **ACE/SAS: procedimentos computacionais para a análise de autocorrelação espacial – manual explicativo**. Rio de Janeiro: IPEA, 1995. 44 p. (Mimeogr.).
- REZENDE, G.C. **Política de crédito rural e expansão agrícola dos cerrados**. Rio de Janeiro, 2001. 15 p. (Mimeogr.).
- ROCHA, L.E.V. **Determinantes da taxa de câmbio real e seu efeito sobre os preços agrícolas**. Viçosa: UFV, 1995. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 1995. 198 p.
- ROSSETTI, L.A. Seguro rural e zoneamento agrícola no Brasil: novos rumos. **Revista Política Agrícola**, ano 7, n. 4, p. 33-43, 1998.
- SADOULET, E., DE JANVRY, A. **Quantitative development policy analysis**. Baltimore: The Johns Hopkins University, 1995. 397 p.
- SANDERS, J.H., RUTTAN, V.W. Biased choice of technology in Brazilian agriculture. In: BINSWANGER, H.P. et al. **Induced innovation**. Baltimore: The Johns Hopkins University, 1978. p. 276-296.
- SANTOS, R.F. **Presença de vieses de mudança técnica na agricultura brasileira**. São Paulo: IPE/USP, 1986. 176 p. (Ensaio Econômico, 63).
- SCHIFF, M., MONTENEGRO, C.E. Aggregate agricultural supply response in developing countries: a survey of selected issues. **Economic Development and Cultural Change**, v. 45, n. 2, p. 393-410, 1997.
- SCKOKAI, P., MORO, D. Direct separability in multi-output technologies: an application to the Italian agricultural sector. **European Review of Agricultural Economics**, v. 23, p. 95-116, 1996.

- SHEPHARD, R.W. **Cost and production functions**. Princeton: Princeton University, 1953.
- SIDHU, S.S., BAANANTE, C.A. Estimating farm-level input demand and wheat supply in the Indian Punjab using a translog profit function. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 63, p. 237-246, 1981.
- SILBERBERG, Eugene. **The structure of economics: a mathematical analysis**. 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1990. 686 p.
- SILVA, J.G. **A nova dinâmica da agricultura brasileira**. Campinas: UNICAMP/IE, 1996. 217 p.
- TOMEK, W.G. R^2 in TSLS and GLS estimation. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 55, n. 4, p. 670, 1973.
- URBAN, M.L., GARCIA, M.V.B., GONÇALVES, J.S., SOUZA, S.M. Abrindo o fardo do algodão: caracterização dos efeitos da crise na cotonicultura do centro-sul brasileiro. **Informações Econômicas**, v. 25, n. 10, p. 33-59, 1995.
- VARIAN, H.R. **Microeconomic analysis**. 3.ed. New York: W.W. Norton & Company, 1992. 548 p.
- VAYÁ, E., LÓPEZ-BAZO, E., MORENO, R., SURIÑACH, 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. 29 p. (Mimeogr.). [30 abr. 2001]. (<http://riscd2.eco.ub.es/~rmore/santaext.pdf>).
- WEAVER, R.D. Multiple input, multiple output production choices and technology in the U.S. wheat region. **American Journal of Agricultural Economics**, p. 45-56, 1983.
- YING, L.G. Measuring the spillover effects: some Chinese evidence. **Papers in Regional Science**, v. 79, p. 75-89, 2000.
- ZALOSHNIJA, E.X. **Analysis of agricultural production in Albania: prospects for policy improvement**. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1997. 241 p. Thesis (Ph.D.) - Virginia Polytechnic Institute and State University, 1997.
- ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, p. 348-368, 1962.

APÊNDICES

APÊNDICE A

Tabela 1A - Evolução da mão-de-obra contratada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995

Ano censo	Trabalhador permanente*			Trabalhador eventual*		
	MS	MT	GO**	MS	MT	GO**
1970	24.356	7.040	31.761	17.328	8.648	58.204
1975	37.443	12.211	52.809	26.909	13.810	87.889
1980	54.987	32.081	86.637	36.386	28.023	94.996
1985	68.385	41.820	98.657	36.630	37.376	104.969
1995	67.616	57.174	99.559	20.376	38.063	77.177

Fonte: Dados básicos do IBGE e cálculos do autor.

* Quantidade de trabalhadores adultos (homens e mulheres maiores de 14 anos).

** Goiás não inclui Tocantins nem o Distrito Federal.

Tabela 2A - Evolução da mão-de-obra familiar nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, de 1970 a 1995

Ano censo	Mão-de-obra familiar e responsável*		
	MS	MT	GO**
1970	136.566	103.039	214.360
1975	135.957	152.505	246.196
1980	105.695	168.452	254.924
1985	112.595	197.013	298.299
1995	93.798	176.819	229.719

Fonte: Dados básicos do IBGE e cálculos do autor.

* Homens e mulheres maiores de 14 anos.

** Goiás não inclui Tocantins nem o Distrito Federal.

Tabela 3A - Evolução do número de tratores nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em cavalos-vapor, de 1970 a 1995

Ano censo	Tratores em unidades cavalo-vapor*		
	MS	MT	GO**
1970	189.500	31.620	284.355
1975	876.175	189.435	812.725
1980	1.765.675	864.420	1.696.365
1985	2.352.455	1.434.485	2.236.500
1995	2.821.185	2.546.875	3.095.710

Fonte: Dados básicos do IBGE e cálculos do autor.

* Cálculo pelo valor médio de potência (C.V.) dos estratos censitários.

** Goiás não inclui Tocantins nem o Distrito Federal.

Tabela 4A - Área total utilizada nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995

Ano censo	Área (ha)		
	MS	MT	GO*
1970	28.477.822	17.274.745	24.332.673
1975	28.692.584	21.949.146	27.689.998
1980	30.743.738	34.554.548	29.185.339
1985	31.108.813	37.835.651	29.864.104
1995	30.942.772	49.839.631	27.472.648

Fonte: Dados básicos do IBGE e cálculos do autor.

* Goiás não inclui Tocantins nem o Distrito Federal.

Tabela 5A - Área total de lavouras e pastagens nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em hectares, de 1970 a 1995

Anos	Área de pastagem*			Área de lavoura**		
	MS	MT	GO***	MS	MT	GO***
1970	22,038,207	9,550,096	17,341,261	490,912	262,837	1,459,758
1975	20,793,498	11,243,468	20,209,607	1,274,627	501,267	2,227,052
1980	21,334,939	14,779,704	20,100,007	1,642,002	1,553,249	2,675,363
1985	21,802,755	16,404,371	20,894,586	1,902,971	2,129,444	2,928,200
1995	21,810,707	21,452,061	19,404,696	1,383,711	2,951,745	2,174,853

Fonte: Dados básicos do IBGE e cálculos do autor.

* Pastagem nativa e plantada.

** Lavoura temporária e permanente.

*** Goiás não inclui Tocantins nem o Distrito Federal.

Tabela 6A - Rebanho bovino nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em unidades-animais, de 1970 a 1995

Ano censo	Rebanho bovino (U.A.)*		
	MS	MT	GO**
1970	5,731,798	1,493,414	4,880,527
1975	6,881,802	2,418,415	7,811,143
1980	9,064,179	3,923,680	9,683,506
1985	11,450,642	4,950,070	10,746,444
1995	14,699,241	10,649,894	11,984,754

Fonte: Dados básicos do IBGE e cálculos do autor.

* Unidade-animal (U.A.).

** Goiás não inclui Tocantins nem o Distrito Federal.

Tabela 7A - Rendimento das principais lavouras nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, em kg/ha, 1985-1995/1996

Lavouras	Rendimento (kg/ha)					
	1985			1995-1996		
	MS	MT	GO	MS	MT	GO
Algodão	1523	1216	1840	1572	1364	2113
Arroz	1072	1363	1113	2709	1723	1321
Feijão (1. ^a safra)	568	528	382	729	615	1096
Milho	1590	1524	2033	3187	2567	3869
Soja em grão	1890	1957	1931	2408	2550	2270

Fonte: Censo Agropecuário 1995-1996, IBGE.

Tabela 8A - Coeficientes técnicos para ponderação do número de animais, em unidades-animais (U.A.)

Categoria animal	U.A.
Touros	1,25
Vacas	1,00
Bezerras até 1 ano	0,25
Bezerros até 1 ano	0,25
Novilhas 1 a 2 anos	0,50
2 a 3 anos	0,75
3 a 4 anos	1,00
Novilhos 1 a 2 anos	0,50
2 a 3 anos	0,75
3 a 4 anos	1,00
Bois de 4 anos	1,00

Fonte: COSTA et al. (1986), MARTINS (1991) e LUCA (1994).

APÊNDICE B

a) Cálculo do preço da mão-de-obra contratada

A mão-de-obra contratada envolveu a mão-de-obra temporária e permanente. Seus preços foram calculados pela divisão da despesa com salários pagos em produtos e em dinheiro pela quantidade de mão-de-obra contratada (Q). Como os salários da mão-de-obra temporária são diferentes dos da permanente, e, muitas vezes, o trabalhador temporário é diarista, enquanto o permanente é mensalista, a quantidade desta mão-de-obra foi ajustada à de mão-de-obra permanente, utilizando-se a razão entre os preços de trabalho eventual e trabalho permanente, da Fundação Getúlio Vargas (FGV), como descrito a seguir:

$$Q = q_p + q_e \cdot w_e/w_p,$$
$$q_p = (q_{p\text{homem}} + q_{p\text{mulher}}) + 0,5 \times q_{p\text{crianças}},$$
$$q_e = (q_{e\text{homem}} + q_{e\text{mulher}}) + 0,5 \times q_{e\text{crianças}},$$

em que w_e e w_p são os salários do trabalhador eventual e permanente, respectivamente, da FGV; q_p e q_e são quantidades de trabalhadores eventuais e permanentes, respectivamente, reportados pelos censos. Utilizou-se uma ponderação, para o trabalho de menores de 14 anos, de 0,5 para não superestimar

o trabalho infantil⁴¹. Não foi feita diferenciação entre homens e mulheres maiores de 14 anos.

Os salários reportados pela FGV são em diárias, para o trabalho eventual, e em valores mensais, para o trabalho permanente. Para corrigir essa diferença, admitiu-se que o trabalhador eventual estivesse ocupado 200 dias por ano e que o trabalhador permanente recebesse 12 meses. DISCH (1983:132) utilizou esse argumento para o trabalho eventual, com base numa pesquisa do Instituto de Economia Agrícola (IEA), de São Paulo, que mostrou que o diarista trabalhava 200 dias no ano naquele estado, e admitiu-se que nos Estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás o comportamento fosse semelhante. Quanto ao trabalho permanente, uma vez que os registros de trabalho ainda eram muito irregulares nos primeiros censos do estudo, optou-se por considerar apenas os 12 meses anuais e não incluir remuneração para férias e décimo-terceiro salário. A razão dos salários utilizados na FGV foi calculada como a média de três valores semestrais que estariam mais relacionados com o período de decisões dos produtores para as respectivas safras reportadas nos censos: para 1975, média de 1974:2, 1975:1 e 1975:2; para 1980, média de 1979:2, 1980:1 e 1980:2; para 1985, média de 1984:2, 1985:1 e 1985:2; para 1995, média de 1995:1, 1995:2 e 1996:1⁴².

b) Obtenção dos preços da terra arrendada

Tendo em vista que o Censo Agropecuário fornece despesas com terras arrendadas e em parceria, e a quantidade de terras arrendadas, terras em parceria, e áreas utilizadas com lavouras e com pastagens, tornou-se possível calcular os preços pela divisão de valores pelas quantidades. A quantidade de terra arrendada e em parceria dos censos não se diferenciava entre áreas de lavouras e de pastagens. Como essas áreas possuíam, na prática, preços diferenciados, utilizaram-se preços da Fundação Getúlio Vargas para ponderar as áreas com pastagens e transformá-las em hectares de lavouras.

⁴¹ Este tipo de diferenciação também foi utilizado em GUANZIROLI et al. (2001:51).

⁴² O período de referência do censo (1995 a 1996) foi diferente dos demais.

Primeiramente, calculou-se a parcela de área de lavouras no total utilizado, para se obter uma aproximação do quanto de área de lavouras foi área arrendada:

$$sl = (alp + alt)/at,$$

em que sl é a parcela da área de lavoura na área total (at); alp e alt são as áreas de lavoura permanente e temporária, respectivamente. Admitiu-se que a participação da área de lavouras na área total, para áreas próprias, foi a mesma para áreas arrendadas. A parcela da área de pastagens seria $sp = 1 - sl$.

Considerando-se Q a área total de terra arrendada mais a de parceria, divisor no quociente para obtenção do preço do fator terra arrendada, pode-se expressar:

$$Q = (aa + ap) \times sl + (pea/pl) \times (aa + ap) \times sp = (aa + ap)[sl + sp \cdot pea/pl],$$

em que pl e pea são preços de lavouras e de explorações animais, respectivamente, da FGV, em moeda por ha; aa e ap são as áreas arrendadas e em parceria, respectivamente, dos Censos Agropecuários do IBGE.

Os preços da FGV foram médias de três valores semestrais para cada estado: para 1975, média de 1974:2, 1975:1 e 1975:2; para 1980, média de 1979:2, 1980:1 e 1980:2; para 1985, média de 1984:2, 1985:1 e 1985:2; para 1995, média de 1995:1, 1995:2 e 1996:1, pois o período de referência era diferente.

APÊNDICE C

CÓDIGO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

SAR	parcela de lucro do arroz;
SFE	parcela de lucro do feijão;
SMI	parcela de lucro do milho;
SSO	parcela de lucro da soja;
SBV	parcela de lucro dos bovinos;
SLE	parcela de lucro do leite;
SMC	parcela de lucro da mão-de-obra contratada;
STE	parcela de lucro da terra arrendada;
SFR	parcela de lucro dos fertilizantes;
SDS	parcela de lucro do óleo diesel;
LPAR	logaritmo do preço do arroz, em R\$/kg;
LPFE	logaritmo do preço do feijão, em R\$/kg;
LPMI	logaritmo do preço do milho, em R\$/kg;
LPSO	logaritmo do preço da soja, em R\$/kg;
LPBV	logaritmo do preço dos bovinos, em R\$/animal;
LPLE	logaritmo do preço do leite, em R\$/l;
LPMC	logaritmo do preço da mão-de-obra contratada, em R\$/pessoa;

LPTE	logaritmo do preço da terra arrendada, em R\$/hectare;
LPFR	logaritmo do preço dos fertilizantes, em R\$/kg;
LPDS	logaritmo do preço do óleo diesel, em R\$/kg;
LMF	logaritmo do preço da mão-de-obra familiar, em pessoas;
LTP	logaritmo do preço da terra própria disponível, em hectares;
LTR	logaritmo do preço do estoque de tratores, em unidades de cavalo-vapor;
LBV	logaritmo do preço do estoque de bovinos, em unidades-animais;
W	matriz de ponderação espacial normalizada.

APÊNDICE D

Resultados da estimação do modelo pelo SUR

System: SYS9EQ

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression (Marquardt)

Date: 11/01/01 Time: 20:52

Sample: 164 857

Included observations: 694

Total system (balanced) observations 6246

Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A(1)	1.307252	0.273435	4.780846	0.00
C(1)	0.083901	0.039247	2.137777	0.03
C(2)	0.031094	0.011844	2.625235	0.01
C(3)	0.015781	0.022596	0.698368	0.49
C(4)	-0.006607	0.019927	-0.331543	0.74
C(5)	-0.276487	0.026033	-10.62076	0.00
C(6)	0.030042	0.021482	1.398447	0.16
C(7)	0.087842	0.014231	6.172632	0.00
C(8)	0.009322	0.006584	1.415987	0.16
C(9)	0.018423	0.012578	1.464661	0.14
C(46)	0.047097	0.010145	4.642543	0.00
C(47)	0.041983	0.003394	12.36975	0.00
C(48)	0.073429	0.010127	7.251083	0.00
C(49)	-0.161573	0.013178	-12.26085	0.00
A(2)	0.407336	0.10323	3.9459	0.00
C(10)	0.011342	0.007384	1.536033	0.12
C(11)	-0.013467	0.009698	-1.388729	0.17
C(12)	-0.004948	0.007701	-0.642456	0.52

C(13)	-0.017828	0.010604	-1.681318	0.09
C(14)	0.011413	0.009069	1.258571	0.21
C(15)	0.009152	0.005329	1.717529	0.09
C(16)	0.005458	0.002515	2.170282	0.03
C(17)	-6.62E-05	0.005926	-0.011176	0.99
C(50)	0.041748	0.003862	10.81022	0.00
C(51)	0.000589	0.00126	0.467773	0.64
C(52)	-3.83E-03	0.003815	-1.003178	0.32
C(53)	-0.038014	0.004995	-7.610225	0.00
A(3)	0.381615	0.272275	1.401581	0.16
C(18)	-0.012848	0.027138	-0.47345	0.64
C(19)	-0.012523	0.016286	-0.768907	0.44
C(20)	0.010755	0.022511	0.477787	0.63
C(21)	-0.020261	0.018426	-1.099596	0.27
C(22)	-0.012639	0.017024	-0.742383	0.46
C(23)	0.020638	0.008022	2.572563	0.01
C(24)	-0.004276	0.012068	-0.354298	0.72
C(54)	0.029374	0.015309	1.918738	0.06
C(55)	-0.012664	0.004837	-2.617957	0.01
C(56)	0.08546	0.015227	5.612279	0.00
C(57)	-0.116659	0.020262	-5.75754	0.00
A(4)	0.108551	0.221151	0.490845	0.62
C(25)	0.010424	0.02311	0.451066	0.65
C(26)	-0.07824	0.02092	-3.739936	0.00
C(27)	0.027488	0.015589	1.763316	0.08
C(28)	0.020827	0.013429	1.550837	0.12
C(29)	0.008449	0.00624	1.353996	0.18
C(30)	0.011532	0.008277	1.393327	0.16
C(58)	-0.028866	0.010757	-2.683365	0.01
C(59)	0.003392	0.003418	0.992511	0.32
C(60)	0.158759	0.010719	14.81141	0.00
C(61)	-0.102205	0.014206	-7.194379	0.00
A(5)	-2.120401	0.33823	-6.269102	0.00
C(31)	0.276155	0.037511	7.361916	0.00
C(32)	0.017815	0.021707	0.820698	0.41
C(33)	0.017978	0.022415	0.802029	0.42
C(34)	-0.021372	0.00869	-2.459378	0.01
C(35)	0.015875	0.012405	1.279688	0.20
C(62)	-0.09457	0.018352	-5.153242	0.00
C(63)	-0.007219	0.005841	-1.236018	0.22
C(64)	-0.122288	0.01825	-6.700655	0.00
C(65)	0.218945	0.024273	9.020055	0.00
A(6)	1.552534	0.227174	6.834113	0.00
C(36)	0.011162	0.023357	0.477876	0.63
C(37)	-0.025092	0.013887	-1.806945	0.07
C(38)	0.006593	0.006043	1.09098	0.28

C(39)	-0.001534	0.010379	-0.147813	0.88
C(66)	0.050864	0.011438	4.446974	0.00
C(67)	-0.03182	0.003646	-8.726732	0.00
C(68)	0.026122	0.011292	2.313417	0.02
C(69)	-0.090334	0.014996	-6.024035	0.00
A(7)	-0.151681	0.29342	-0.516942	0.61
C(40)	-0.056947	0.024539	-2.320647	0.02
C(41)	-0.010234	0.008261	-1.238772	0.22
C(42)	-0.009784	0.008645	-1.131755	0.26
C(70)	-0.0416	0.020508	-2.02852	0.04
C(71)	0.010483	0.006528	1.605752	0.11
C(72)	-0.04907	0.020513	-2.392178	0.02
C(73)	0.097978	0.027358	3.581251	0.00
A(8)	0.189664	0.118191	1.604724	0.11
C(43)	-0.012051	0.004023	-2.995556	0.00
C(44)	0.003653	0.003605	1.013318	0.31
C(74)	-0.004184	0.007755	-0.539467	0.59
C(75)	0.001219	0.002436	0.500268	0.62
C(76)	-0.026985	0.007718	-3.496292	0.00
C(77)	0.036694	0.01031	3.559184	0.00
A(9)	-0.22231	0.1379	-1.612109	0.11
C(45)	-0.042492	0.012766	-3.328482	0.00
C(78)	-0.000785	0.007446	-0.105462	0.92
C(79)	-0.000637	0.002414	-0.263917	0.79
C(80)	-0.039131	0.00739	-5.295377	0.00
C(81)	0.040495	0.009813	4.126678	0.00

Determinant residual covariance 1.56E-17

$$\text{Equation: } SARR = A(1) + C(1)*LPA + C(2)*LPFE + C(3)*LPMI + C(4)*LPSO + C(5)*LPBV + C(6)*LPLE + C(7)*LPMC + C(8)*LPTE + C(9)*LPDS + C(46)*LMF + C(47)*LTP + C(48)*LTR + C(49)*LBV$$

Observations: 694

R-squared	0.372648	Mean dependent var	0.200302
Adjusted R-squared	0.360654	S.D. dependent var	0.241061
S.E. of regression	0.19275	Sum squared resid	25.26385
Durbin-Watson stat	1.819101		

$$\text{Equation: SFE} = A(2) + C(2)*L\text{PAR} + C(10)*L\text{PFE} + C(11)*L\text{PMI} + C(12)*L\text{PSO} + C(13)*L\text{PBV} + C(14)*L\text{PLE} + C(15)*L\text{PMC} + C(16)*L\text{PTE} + C(17)*L\text{PDS} + C(50)*L\text{MF} + C(51)*L\text{TTP} + C(52)*L\text{TR} + C(53)*L\text{BV}$$

Observations: 694

R-squared	0.260535	Mean dependent var	0.05121
Adjusted R-squared	0.246398	S.D. dependent var	0.081041
S.E. of regression	0.070352	Sum squared resid	3.365548
Durbin-Watson stat	1.907322		

$$\text{Equation: SMI} = A(3) + C(3)*L\text{PAR} + C(11)*L\text{PFE} + C(18)*L\text{PMI} + C(19)*L\text{PSO} + C(20)*L\text{PBV} + C(21)*L\text{PLE} + C(22)*L\text{PMC} + C(23)*L\text{PTE} + C(24)*L\text{PDS} + C(54)*L\text{MF} + C(55)*L\text{TTP} + C(56)*L\text{TR} + C(57)*L\text{BV}$$

Observations: 694

R-squared	0.091244	Mean dependent var	0.130703
Adjusted R-squared	0.073871	S.D. dependent var	0.315802
S.E. of regression	0.303914	Sum squared resid	62.80723
Durbin-Watson stat	2.021944		

$$\text{Equation: SSO} = A(4) + C(4)*L\text{PAR} + C(12)*L\text{PFE} + C(19)*L\text{PMI} + C(25)*L\text{PSO} + C(26)*L\text{PBV} + C(27)*L\text{PLE} + C(28)*L\text{PMC} + C(29)*L\text{PTE} + C(30)*L\text{PDS} + C(58)*L\text{MF} + C(59)*L\text{TTP} + C(60)*L\text{TR} + C(61)*L\text{BV}$$

Observations: 694

R-squared	0.316281	Mean dependent var	0.108409
Adjusted R-squared	0.30321	S.D. dependent var	0.253157
S.E. of regression	0.21132	Sum squared resid	30.3662
Durbin-Watson stat	1.781022		

$$\text{Equation: SBV} = A(5) + C(5)*L\text{PAR} + C(13)*L\text{PFE} + C(20)*L\text{PMI} + C(26)*L\text{PSO} + C(31)*L\text{PBV} + C(32)*L\text{PLE} + C(33)*L\text{PMC} + C(34)*L\text{PTE} + C(35)*L\text{PDS} + C(62)*L\text{MF} + C(63)*L\text{TTP} + C(64)*L\text{TR} + C(65)*L\text{BV}$$

Observations: 694

R-squared	0.16532	Mean dependent var	0.68782
Adjusted R-squared	0.149363	S.D. dependent var	0.393124
S.E. of regression	0.362578	Sum squared resid	89.39464
Durbin-Watson stat	1.930621		

$$\text{Equation: SLE} = A(6) + C(6)*\text{LPAR} + C(14)*\text{LPFE} + C(21)*\text{LPMI} + C(27) \\ * \text{LPSO} + C(32)*\text{LPBV} + C(36)*\text{LPLE} + C(37)*\text{LPMC} + C(38)*\text{LPTE} \\ + C(39)*\text{LPDS} + C(66)*\text{LMF} + C(67)*\text{LTP} + C(68)*\text{LTR} + C(69)*\text{LBV}$$

Observations: 694

R-squared	0.213965	Mean dependent var	0.188783
Adjusted R-squared	0.198938	S.D. dependent var	0.248025
S.E. of regression	0.221987	Sum squared resid	33.50935
Durbin-Watson stat	1.850762		

$$\text{Equation: SMC} = A(7) + C(7)*\text{LPAR} + C(15)*\text{LPFE} + C(22)*\text{LPMI} + C(28) \\ * \text{LPSO} + C(33)*\text{LPBV} + C(37)*\text{LPLE} + C(40)*\text{LPMC} + C(41)*\text{LPTE} \\ + C(42)*\text{LPDS} + C(70)*\text{LMF} + C(71)*\text{LTP} + C(72)*\text{LTR} + C(73)*\text{LBV}$$

Observations: 694

R-squared	0.043507	Mean dependent var	-0.170377
Adjusted R-squared	0.025221	S.D. dependent var	0.418067
S.E. of regression	0.412761	Sum squared resid	115.8529
Durbin-Watson stat	2.028184		

$$\text{Equation: STE} = A(8) + C(8)*\text{LPAR} + C(16)*\text{LPFE} + C(23)*\text{LPMI} + C(29) \\ * \text{LPSO} + C(34)*\text{LPBV} + C(38)*\text{LPLE} + C(41)*\text{LPMC} + C(43)*\text{LPTE} \\ + C(44)*\text{LPDS} + C(74)*\text{LMF} + C(75)*\text{LTP} + C(76)*\text{LTR} + C(77)*\text{LBV}$$

Observations: 694

R-squared	0.0403	Mean dependent var	-0.031317
Adjusted R-squared	0.021953	S.D. dependent var	0.156425
S.E. of regression	0.154698	Sum squared resid	16.27346
Durbin-Watson stat	2.015227		

$$\text{Equation: SDS} = A(9) + C(9)*\text{LPAR} + C(17)*\text{LPFE} + C(24)*\text{LPMI} + C(30) \\ * \text{LPSO} + C(35)*\text{LPBV} + C(39)*\text{LPLE} + C(42)*\text{LPMC} + C(44)*\text{LPTE} \\ + C(45)*\text{LPDS} + C(78)*\text{LMF} + C(79)*\text{LTP} + C(80)*\text{LTR} + C(81)*\text{LBV}$$

Observations: 694

R-squared	0.051887	Mean dependent var	-0.057291
Adjusted R-squared	0.033761	S.D. dependent var	0.14933
S.E. of regression	0.146788	Sum squared resid	14.65168
Durbin-Watson stat	2.012264		

Resultados da estimação do modelo pelo SSUR

System: SSURT

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression (Marquardt)

Date: 11/01/01 Time: 20:53

Sample: 164 857

Included observations: 694

Total system (balanced) observations 6246

Linear estimation after one - step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A(1)	0.003761	0.012162	0.309263	0.7571
C(1)	0.12221	0.044694	2.734351	0.0063
C(2)	-0.020416	0.011842	-1.724007	0.0848
C(3)	-0.034821	0.024192	-1.439348	0.1501
C(4)	-0.019662	0.021413	-0.918245	0.3585
C(5)	-0.100991	0.029945	-3.372548	0.0007
C(6)	0.005601	0.023591	0.237436	0.8123
C(7)	0.015754	0.012833	1.227588	0.2196
C(8)	0.019332	0.00617	3.133164	0.0017
C(9)	0.024754	0.013069	1.894049	0.0583
C(46)	0.030377	0.010783	2.817062	0.0049
C(47)	0.129605	0.018909	6.854293	0
C(48)	0.070901	0.011801	6.008101	0
C(49)	-0.229089	0.019087	-12.00244	0
A(2)	0.000883	0.002226	0.396975	0.6914
C(10)	0.018403	0.007009	2.625848	0.0087
C(11)	-0.00246	0.00901	-0.272971	0.7849
C(12)	0.007875	0.007095	1.109988	0.267
C(13)	-0.009619	0.010386	-0.926175	0.3544
C(14)	-0.008889	0.009155	-0.970943	0.3316
C(15)	-0.00353	0.004025	-0.876933	0.3806
C(16)	0.005619	0.001963	2.862561	0.0042
C(17)	0.012038	0.005959	2.020191	0.0434
C(50)	0.026166	0.003352	7.805381	0
C(51)	0.030774	0.006133	5.017586	0
C(52)	7.40E-05	0.003714	0.019926	0.9841
C(53)	-0.05857	0.006066	-9.656264	0
A(3)	0.006446	0.011092	0.58119	0.5611
C(18)	0.07706	0.024858	3.10002	0.0019
C(19)	-0.02905	0.016294	-1.78291	0.0747
C(20)	-0.030246	0.02266	-1.334769	0.182
C(21)	0.040137	0.017546	2.287513	0.0222
C(22)	0.000889	0.011575	0.076766	0.9388
C(23)	0.002703	0.006256	0.431966	0.6658
C(24)	-0.014562	0.01187	-1.226843	0.2199
C(54)	0.030686	0.010537	2.912092	0.0036

C(55)	0.012461	0.013611	0.915472	0.36
C(56)	0.048969	0.011913	4.110491	0
C(57)	-0.096496	0.017338	-5.565692	0
A(4)	-0.008261	0.00787	-1.0497	0.2939
C(25)	0.014336	0.024496	0.585245	0.5584
C(26)	-0.011509	0.0236	-0.487653	0.6258
C(27)	-0.009909	0.015177	-0.652908	0.5138
C(28)	0.024835	0.012083	2.055406	0.0399
C(29)	0.012428	0.005822	2.13463	0.0328
C(30)	0.007123	0.007499	0.949907	0.3422
C(58)	-0.014388	0.010816	-1.330238	0.1835
C(59)	0.03362	0.019832	1.69524	0.0901
C(60)	0.12143	0.012055	10.07306	0
C(61)	-0.119974	0.019597	-6.122164	0
A(5)	-0.014825	0.033338	-0.4447	0.6566
C(31)	0.202109	0.042624	4.741617	0
C(32)	-0.104876	0.021489	-4.880345	0
C(33)	0.014862	0.018424	0.80668	0.4199
C(34)	-0.009023	0.007484	-1.205551	0.228
C(35)	0.026132	0.011859	2.203588	0.0276
C(62)	-0.067941	0.015167	-4.479463	0
C(63)	-0.132539	0.020791	-6.374915	0
C(64)	-0.115272	0.016716	-6.895865	0
C(65)	0.287415	0.025024	11.48537	0
A(6)	0.003015	0.007629	0.395193	0.6927
C(36)	0.034179	0.024964	1.369099	0.171
C(37)	0.031122	0.009984	3.117074	0.0018
C(38)	-0.009378	0.004541	-2.065029	0.039
C(39)	-0.011009	0.009982	-1.102882	0.2701
C(66)	0.058044	0.008422	6.892121	0
C(67)	-0.064127	0.013131	-4.883497	0
C(68)	0.012748	0.009407	1.355172	0.1754
C(69)	-0.015164	0.014552	-1.042009	0.2974
A(7)	-0.076099	0.061151	-1.244461	0.2134
C(40)	-0.041178	0.018397	-2.23829	0.0252
C(41)	-0.009351	0.005818	-1.60706	0.1081
C(42)	-0.005494	0.005929	-0.926642	0.3541
C(70)	-0.044729	0.013407	-3.336314	0.0009
C(71)	0.021124	0.006064	3.483523	0.0005
C(72)	-0.032551	0.014506	-2.243959	0.0249
C(73)	0.074363	0.019065	3.900588	0.0001
A(8)	0.017352	0.028959	0.599182	0.5491
C(43)	-0.004018	0.003507	-1.145557	0.252
C(44)	0.006013	0.002781	2.162385	0.0306
C(74)	-0.01276	0.005454	-2.339528	0.0193
C(75)	0.002968	0.002198	1.350309	0.177

C(76)	-0.015428	0.005798	-2.661083	0.0078
C(77)	0.031047	0.007676	4.044695	0.0001
A(9)	-0.236654	0.111651	-2.119588	0.0341
C(45)	-0.038003	0.014636	-2.596658	0.0094
C(78)	-0.001647	0.00379	-0.434465	0.664
C(79)	-0.000609	0.001288	-0.472322	0.6367
C(80)	-0.03118	0.003945	-7.904498	0
C(81)	0.032444	0.005112	6.346144	0

Determinant residual covariance 3.42E-18

$$\text{Equation: SER14} = A(1) + C(1)*\text{SER01} + C(2)*\text{SER02} + C(3)*\text{SER03} + C(4)*\text{SER04} + C(5)*\text{SER05} + C(6)*\text{SER06} + C(7)*\text{SER07} + C(8)*\text{SER08} + C(9)*\text{SER09} + C(46)*\text{SER10} + C(47)*\text{SER11} + C(48)*\text{SER12} + C(49)*\text{SER13}$$

Observations: 694

R-squared	0.230682	Mean dependent var	-0.002681
Adjusted R-squared	0.215974	S.D. dependent var	0.185095
S.E. of regression	0.163893	Sum squared resid	18.26533
Durbin-Watson stat	2.28647		

$$\text{Equation: SER28} = A(2) + C(2)*\text{SER15} + C(10)*\text{SER16} + C(11)*\text{SER17} + C(12)*\text{SER18} + C(13)*\text{SER19} + C(14)*\text{SER20} + C(15)*\text{SER21} + C(16)*\text{SER22} + C(17)*\text{SER23} + C(50)*\text{SER24} + C(51)*\text{SER25} + C(52)*\text{SER26} + C(53)*\text{SER27}$$

Observations: 694

R-squared	0.163152	Mean dependent var	0.000534
Adjusted R-squared	0.147154	S.D. dependent var	0.06138
S.E. of regression	0.056684	Sum squared resid	2.184877
Durbin-Watson stat	1.990161		

$$\text{Equation: SER42} = A(3) + C(3)*\text{SER29} + C(11)*\text{SER30} + C(18)*\text{SER31} + C(19)*\text{SER32} + C(20)*\text{SER33} + C(21)*\text{SER34} + C(22)*\text{SER35} + C(23)*\text{SER36} + C(24)*\text{SER37} + C(54)*\text{SER38} + C(55)*\text{SER39} + C(56)*\text{SER40} + C(57)*\text{SER41}$$

Observations: 694

R-squared	0.022546	Mean dependent var	0.004935
Adjusted R-squared	0.00386	S.D. dependent var	0.292929
S.E. of regression	0.292363	Sum squared resid	58.12364
Durbin-Watson stat	2.002061		

$$\text{Equation: SER56} = A(4) + C(4) * \text{SER43} + C(12) * \text{SER44} + C(19) * \text{SER45} \\ + C(25) * \text{SER46} + C(26) * \text{SER47} + C(27) * \text{SER48} + C(28) * \text{SER49} + C(29) \\ * \text{SER50} + C(30) * \text{SER51} + C(58) * \text{SER52} + C(59) * \text{SER53} + C(60) \\ * \text{SER54} + C(61) * \text{SER55}$$

Observations: 694

R-squared	0.167357	Mean dependent var	-0.01617
Adjusted R-squared	0.151439	S.D. dependent var	0.202912
S.E. of regression	0.186917	Sum squared resid	23.75784
Durbin-Watson stat	1.898854		

$$\text{Equation: SER70} = A(5) + C(5) * \text{SER57} + C(13) * \text{SER58} + C(20) * \text{SER59} \\ + C(26) * \text{SER60} + C(31) * \text{SER61} + C(32) * \text{SER62} + C(33) * \text{SER63} + C(34) \\ * \text{SER64} + C(35) * \text{SER65} + C(62) * \text{SER66} + C(63) * \text{SER67} + C(64) \\ * \text{SER68} + C(65) * \text{SER69}$$

Observations: 694

R-squared	0.109739	Mean dependent var	0.083969
Adjusted R-squared	0.092719	S.D. dependent var	0.372524
S.E. of regression	0.354834	Sum squared resid	85.61684
Durbin-Watson stat	2.071157		

$$\text{Equation: SER84} = A(6) + C(6) * \text{SER71} + C(14) * \text{SER72} + C(21) * \text{SER73} \\ + C(27) * \text{SER74} + C(32) * \text{SER75} + C(36) * \text{SER76} + C(37) * \text{SER77} + C(38) \\ * \text{SER78} + C(39) * \text{SER79} + C(66) * \text{SER80} + C(67) * \text{SER81} + C(68) \\ * \text{SER82} + C(69) * \text{SER83}$$

Observations: 694

R-squared	0.04144	Mean dependent var	0.006256
Adjusted R-squared	0.023114	S.D. dependent var	0.201531
S.E. of regression	0.199188	Sum squared resid	26.97966
Durbin-Watson stat	1.991569		

$$\text{Equation: SER98} = A(7) + C(7) * \text{SER85} + C(15) * \text{SER86} + C(22) * \text{SER87} \\ + C(28) * \text{SER88} + C(33) * \text{SER89} + C(37) * \text{SER90} + C(40) * \text{SER91} + C(41) \\ * \text{SER92} + C(42) * \text{SER93} + C(70) * \text{SER94} + C(71) * \text{SER95} + C(72) \\ * \text{SER96} + C(73) * \text{SER97}$$

Observations: 694

R-squared	0.019742	Mean dependent var	-0.057193
Adjusted R-squared	0.001002	S.D. dependent var	0.414443
S.E. of regression	0.414236	Sum squared resid	116.682
Durbin-Watson stat	2.076152		

$$\begin{aligned} \text{Equation: } \text{SER112} = & A(8) + C(8) * \text{SER99} + C(16) * \text{SER100} + C(23) * \text{SER101} \\ & + C(29) * \text{SER102} + C(34) * \text{SER103} + C(38) * \text{SER104} + C(41) * \text{SER105} \\ & + C(43) * \text{SER106} + C(44) * \text{SER107} + C(74) * \text{SER108} + C(75) * \text{SER109} \\ & + C(76) * \text{SER110} + C(77) * \text{SER111} \end{aligned}$$

Observations: 694

R-squared	0.019781	Mean dependent var	-0.012772
Adjusted R-squared	0.001041	S.D. dependent var	0.155179
S.E. of regression	0.155098	Sum squared resid	16.35762
Durbin-Watson stat	2.00543		

$$\begin{aligned} \text{Equation: } \text{SER126} = & A(9) + C(9) * \text{SER113} + C(17) * \text{SER114} + C(24) * \text{SER115} \\ & + C(30) * \text{SER116} + C(35) * \text{SER117} + C(39) * \text{SER118} + C(42) * \text{SER119} \\ & + C(44) * \text{SER120} + C(45) * \text{SER121} + C(78) * \text{SER122} + C(79) * \text{SER123} \\ & + C(80) * \text{SER124} + C(81) * \text{SER125} \end{aligned}$$

Observations: 694

R-squared	0.05236	Mean dependent var	-0.057808
Adjusted R-squared	0.034243	S.D. dependent var	0.149375
S.E. of regression	0.146795	Sum squared resid	14.65313
Durbin-Watson stat	2.022939		

APÊNDICE E

CÓDIGOS DAS ÁREAS MÍNIMAS COMPARÁVEIS (AMC) DO MATO GROSSO DO SUL, MATO GROSSO E GOIÁS, E MUNICÍPIOS DE CADA ÁREA (MUNIC93)

AMC		MUNIC93	
500060	1	500060-9	AMAMBAI
	2	500315-7	CORONEL SAPUCAIA
	3	500375-1	ELDORADO
	4	500430-4	IGUATEMI
	5	500460-1	ITAQUIRAI
	6	500480-9	JAPORA
	7	500568-1	MUNDO NOVO
	8	500635-8	PARANHOS
	9	500770-3	SETE QUEDAS
	10	500795-0	TACURU
500070	1	500070-8	ANASTACIO
	2	500348-8	DOIS IRMAOS DO BURITI
500080	1	500080-7	ANAURILANDIA
500090	1	500090-6	ANTONIO JOAO
500100	1	500100-3	APARECIDA DO TABOADO
500110	1	500110-2	AQUIDAUANA
500190	1	500190-4	BATAGUASSU
500200	1	500200-1	BATAIPORA
	2	500797-6	TAQUARUSSU
500210	1	500210-0	BELA VISTA
500220	1	500220-9	BONITO
500230	1	500230-8	BRASILANDIA
	2	500755-4	SANTA RITA DO PARDO
500240	1	500240-7	CAARAPO
	2	500515-2	JUTI
500270	1	500270-4	CAMPO GRANDE
500280	1	500280-3	CARACOL
500310	1	500310-8	CORGUINHO
500320	1	500320-7	CORUMBA

500370	1	500085-6	ANGELICA
	2	500345-4	DEODAPOLIS
	3	500350-4	DOURADINA
	4	500370-2	DOURADOS
	5	500380-1	FATIMA DO SUL
	6	500400-7	GLORIA DE DOURADOS
	7	500840-4	VICENTINA
500410	1	500410-6	GUIA LOPES DA LAGUNA
500450	1	500450-2	ITAPORA
500470	1	500470-0	IVINHEMA
	2	500625-9	NOVO HORIZONTE DO SUL
500490	1	500490-8	JARAGUARI
500500	1	500500-4	JARDIM
500510	1	500510-3	JATEI
500520	1	500520-2	LADARIO
500540	1	500540-0	MARACAJU
500560	1	500215-9	BODOQUENA
	2	500560-8	MIRANDA
500570	1	500570-7	NAVIRAI
500580	1	500580-6	NIOAQUE
500620	1	500620-0	NOVA ANDRADINA
500630	1	500020-3	AGUA CLARA
	2	500025-2	ALCINOPOLIS
	3	500150-8	BANDEIRANTES
	4	500260-5	CAMAPUA
	5	500290-2	CASSILANDIA
	6	500295-1	CHAPADAO DO SUL
	7	500325-6	COSTA RICA
	8	500330-6	COXIM
	9	500630-9	PARANAIBA
	10	500740-6	RIO VERDE DE MATO GROSSO
	11	500769-5	SAO GABRIEL DO OESTE
500640	1	500640-8	PEDRO GOMES
	2	500793-5	SONORA
500660	1	500124-3	ARAL MOREIRA
	2	500525-1	LAGUNA CARAPA
	3	500660-6	PONTA PORA
500690	1	500690-3	PORTO MURTINHO
500710	1	500710-9	RIBAS DO RIO PARDO
500720	1	500600-2	NOVA ALVORADA DO SUL
	2	500720-8	RIO BRILHANTE
	3	500790-1	SIDROLANDIA
500730	1	500730-7	RIO NEGRO
500750	1	500750-5	ROCHEDO
500800	1	500800-8	TERENOS
500830	1	500440-3	INOCENCIA
	2	500780-2	SELVIRIA
	3	500830-5	TRES LAGOAS
510010	1	510010-2	ACORIZAL
	2	510490-6	JANGADA
510030	1	510030-0	ALTO ARAGUAIA
	2	510060-7	ALTO TAQUARI
510040	1	510040-9	ALTO GARCAS
510050	1	510050-8	ALTO PARAGUAI
510120	1	510120-9	ARAGUAINHA
510130	1	510130-8	ARENAPOLIS
	2	510726-3	SANTO AFONSO
	3	510885-7	NOVA MARILANDIA
510140	1	510025-0	ALTA FLORESTA
	2	510080-5	APIACAS

	3	510140-7	ARIPUANA
	4	510285-0	CASTANHEIRA
	5	510337-9	COTRIGUACU
	6	510510-1	JUARA
	7	510515-0	JUINA
	8	510517-6	JURUENA
	9	510615-8	NOVA BANDEIRANTES
	10	510627-3	NOVO HORIZONTE DO NORTE
	11	510629-9	PARANAITA
	12	510680-2	PORTO DOS GAUCHOS
	13	510794-1	TABAPORA
	14	510895-6	NOVA MONTE VERDE
510160	1	510160-5	BARAO DE MELGACO
510250	1	510125-8	ARAPUTANGA
	2	510170-4	BARRA DO BUGRES
	3	510190-2	BRASNORTE
	4	510250-4	CACERES
	5	510263-7	CAMPO NOVO DO PARECIS
	6	510300-7	CHAPADA DOS GUIMARAES
	7	510305-6	CLAUDIA
	8	510320-5	COLIDER
	9	510345-2	DENISE
	10	510350-2	DIAMANTINO
	11	510380-9	FIGUEIROPOLIS D'OESTE
	12	510395-7	GLORIA D'OESTE
	13	510410-4	GUARANTA DO NORTE
	14	510450-0	INDIAVAI
	15	510455-9	ITAUBA
	16	510500-2	JAURU
	17	510523-4	LAMBARI D'OESTE
	18	510525-9	LUCAS DO RIO VERDE
	19	510558-0	MARCELANDIA
	20	510560-6	MATUPA
	21	510562-2	MIRASSOL D'OESTE
	22	510590-3	NOBRES
	23	510620-8	NOVA BRASILANDIA
	24	510621-6	NOVA CANAA DO NORTE
	25	510622-4	NOVA MUTUM
	26	510623-2	NOVA OLIMPIA
	27	510630-7	PARANATINGA
	28	510642-2	PEIXOTO DE AZEVEDO
	29	510645-5	PLANALTO DA SERRA
	30	510682-8	PORTO ESPERIDIAO
	31	510685-1	PORTO ESTRELA
	32	510710-7	SAO JOSE DOS QUATRO MARCOS
	33	510715-6	RESERVA DO CABACAL
	34	510720-6	RIO BRANCO
	35	510724-8	SANTA CARMEM
	36	510730-5	SAO JOSE DO RIO CLARO
	37	510775-0	SALTO DO CEU
	38	510790-9	SINOP
	39	510792-5	SORRISO
	40	510795-8	TANGARA DA SERRA
	41	510800-6	TAPURAH
	42	510805-5	TERRA NOVA DO NORTE
	43	510850-1	VERA
	44	510880-8	NOVA GUARITA
	45	510890-7	NOVA MARINGA
510340	1	510020-1	AGUA BOA
	2	510035-9	ALTO BOA VISTA

	3	510100-1	ARAGUAIANA
	4	510180-3	BARRA DO GARCAS
	5	510260-3	CAMPINAPOLIS
	6	510267-8	CAMPO VERDE
	7	510269-4	CANABRAVA DO NORTE
	8	510270-2	CANARANA
	9	510310-6	COCALINHO
	10	510335-3	CONFRESA
	11	510340-3	CUIABA
	12	510360-1	DOM AQUINO
	13	510480-7	JACIARA
	14	510520-0	JUSCIMEIRA
	15	510530-9	LUCIARA
	16	510625-7	NOVA XAVANTINA
	17	510628-1	NOVO SAO JOAQUIM
	18	510677-8	PORTO ALEGRE DONORTE
	19	510700-8	POXOREO
	20	510704-0	PRIMAVERA DO LESTE
	21	510706-5	QUERENCIA
	22	510718-0	RIBEIRAO CASCALHEIRA
	23	510735-4	SAO JOSE DO XINGU
	24	510740-4	SAO PEDRO DA CIPA
	25	510777-6	SANTA TEREZINHA
	26	510785-9	SAO FELIX DO ARAGUAIA
	27	510860-0	VILA RICA
510390	1	510390-8	GENERAL CARNEIRO
510420	1	510420-3	GUIRATINGA
	2	510637-2	PEDRA PRETA
	3	510729-7	SAO JOSE DO POVO
	4	510760-2	RONDONOPOLIS
510460	1	510460-9	ITIQUIRA
510550	1	510330-4	COMODORO
	2	510550-7	VILA BELA DA SANTISSIMA TRINDADE
	3	510675-2	PONTES E LACERDA
510600	1	510600-0	NORTELANDIA
510610	1	510610-9	NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO
510650	1	510650-5	POCONE
510670	1	510670-3	PONTE BRANCA
	2	510719-8	RIBEIRAOZINHO
510770	1	510770-1	ROSARIO OESTE
510780	1	510780-0	SANTO ANTONIO DO LEVERGER
510810	1	510810-5	TESOURO
510820	1	510665-3	PONTAL DO ARAGUAIA
	2	510820-4	TORIXOREU
510840	1	510840-2	VARZEA GRANDE
520010	1	520010-0	ABADIANIA
520020	1	520020-9	AGUA LIMPA
520030	1	520030-8	ALEXANIA
520050	1	520050-6	ALOANDIA
520060	1	520060-5	ALTO PARAISO DEGOIAS
520080	1	520080-3	ALVORADA DO NORTE
520090	1	520090-2	AMORINOPOLIS
520110	1	520110-8	ANAPOLIS
520120	1	520120-7	ANHANGUERA
520130	1	520015-9	ADELANDIA
	2	520085-2	AMERICANO DO BRASIL
	3	520130-6	ANICUNS
	4	520393-9	BURITI DE GOIAS
	5	521390-5	MOSSAMEDES
520150	1	520150-4	APORE

	2	520547-1	CHAPADAO DO CEU
520160	1	520160-3	ARACU
520170	1	520170-2	ARAGARCAS
520180	1	520180-1	ARAGOIANIA
520250	1	520250-2	ARUANA
	2	521295-6	MATRINCHA
520260	1	520260-1	AURILANDIA
520280	1	520280-9	AVELINOPOLIS
520310	1	520310-4	BALIZA
520320	1	520320-3	BARRO ALTO
520340	1	520340-1	BOM JARDIM DE GOIAS
520350	1	520350-0	BOM JESUS DE GOIAS
520360	1	520360-9	BRAZABRANTES
520380	1	520380-7	BRITANIA
520390	1	520390-6	BURITI ALEGRE
520400	1	520400-3	CABECEIRAS
520410	1	520410-2	CACHOEIRA ALTA
520420	1	520420-1	CACHOEIRA DE GOIAS
520430	1	520430-0	CACU
520440	1	520440-9	CAIAPONIA
	2	520725-3	DOVERLANDIA
	3	521565-2	PALESTINA DE GOIAS
520450	1	520450-8	CALDAS NOVAS
	2	521878-9	RIO QUENTE
520460	1	520460-7	CAMPESTRE DE GOIAS
520470	1	520470-6	CAMPINORTE
520480	1	520480-5	CAMPO ALEGRE DE GOIAS
520490	1	520490-4	CAMPOS BELOS
520500	1	520500-0	CARMO DO RIO VERDE
520510	1	520510-9	CATALAO
520520	1	520520-8	CATURAI
520530	1	520530-7	CAVALCANTE
	2	520552-1	COLINAS DO SUL
	3	522108-0	TERESINA DE GOIAS
520540	1	520540-6	CERES
	2	521486-1	NOVA GLORIA
520570	1	520570-3	CORREGO DO OURO
520580	1	520551-3	COCALZINHO DE GOIAS
	2	520580-2	CORUMBA DE GOIAS
520590	1	520590-1	CORUMBAIBA
520620	1	520620-6	CRISTALINA
520630	1	520630-5	CRISTIANOPOLIS
520640	1	520640-4	CRIXAS
	2	521405-1	MUNDO NOVO
	3	521483-8	NOVA CRIXAS
	4	522157-7	UIRAPURU
520650	1	520650-3	CROMINIA
520660	1	520660-2	CUMARI
520670	1	520670-1	DAMIANOPOLIS
520680	1	520680-0	DAMOLANDIA
520690	1	520690-9	DAVINOPOLIS
520710	1	520710-5	DIORAMA
520750	1	520750-1	ESTRELA DO NORTE
520760	1	520760-0	FAZENDA NOVA
520780	1	520780-8	FIRMINOPOLIS
520790	1	520790-7	FLORES DE GOIAS
520800	1	520800-4	FORMOSA
	2	522220-3	VILA BOA
520810	1	520810-3	FORMOSO
	2	521377-2	MONTIVIDIU DO NORTE

	3	522145-2	TROMBAS
520830	1	520830-1	DIVINOPOLIS DEGOIAS
520840	1	520840-0	GOIANAPOLIS
	2	522119-7	TEREZOPOLIS DE GOIAS
520850	1	520850-9	GOIANDIRA
520860	1	520860-8	GOIANESIA
520870	1	520140-5	APARECIDA DE GOIANIA
	2	520330-2	BELA VISTA DE GOIAS
	3	520455-7	CALDAZINHA
	4	520870-7	GOIANIA
	5	522045-4	SENADOR CANEDO
520880	1	520880-6	GOIANIRA
	2	521973-8	SANTO ANTONIO DE GOIAS
520890	1	520215-5	ARAGUAPAZ
	2	520753-5	FAINA
	3	520890-5	GOIAS
520910	1	520910-1	GOIATUBA
520920	1	520920-0	GUAPO
520940	1	520940-8	GUARANI DE GOIAS
520960	1	520960-6	HEITORAI
520970	1	520970-5	HIDROLANDIA
520980	1	520980-4	HIDROLINA
520990	1	520990-3	IACIARA
521000	1	521000-0	INHUMAS
521010	1	521010-9	IPAMERI
521020	1	521020-8	IPORA
521030	1	521030-7	ISRAELANDIA
521040	1	521040-6	ITABERAI
521060	1	521060-4	ITAGUARU
521080	1	521080-2	ITAJA
521090	1	521090-1	ITAPACI
	2	522015-7	SAO LUIZ DO NORTE
521100	1	521100-8	ITAPIRAPUA
521120	1	520929-1	GUARAITA
	2	521120-6	ITAPURANGA
521130	1	521130-5	ITARUMA
521140	1	521140-4	ITAUCU
521150	1	520425-0	CACHOEIRA DOURADA
	2	520993-7	INACIOLANDIA
	3	521150-3	ITUMBIARA
521160	1	521160-2	IVOLANDIA
521180	1	521180-0	JARAGUA
	2	521935-7	SANTA ISABEL
521190	1	520145-4	APARECIDA DO RIO DOCE
	2	521190-9	JATAI
	3	521645-2	PEROLANDIA
521200	1	521200-6	JAUPACI
521210	1	521210-5	JOVIANIA
521220	1	521220-4	JUSSARA
	2	521925-8	SANTA FE DE GOIAS
521230	1	520355-9	BONFINOPOLIS
	2	521230-3	LEOPOLDO DE BULHOES
521250	1	520549-7	CIDADE OCIDENTAL
	2	521250-1	LUZIANIA
	3	521975-3	SANTO ANTONIO DO DESCOBERTO
521260	1	521260-0	MAIRIPOTABA
521270	1	520396-2	BURITINOPOLIS
	2	521270-9	MAMBAI
521280	1	520055-5	ALTO HORIZONTE
	2	521280-8	MARA ROSA

	3	521487-9	NOVA IGUACU DE GOIAS
521290	1	521290-7	MARZAGAO
521300	1	521300-4	MAURILANDIA
521310	1	521310-3	MINEIROS
521340	1	521340-0	MOIPORA
521350	1	521350-9	MONTE ALEGRE DE GOIAS
521370	1	521370-7	MONTES CLAROS DE GOIAS
521380	1	521380-6	MORRINHOS
521400	1	521400-2	MOZARLANDIA
521410	1	521410-1	MUTUNOPOLIS
521440	1	521440-8	NAZARIO
521450	1	521450-7	NEROPOLIS
521460	1	521460-6	NIQUELANDIA
521470	1	521470-5	NOVA AMERICA
521480	1	521480-4	NOVA AURORA
521490	1	521490-3	NOVA ROMA
521500	1	521500-9	NOVA VENEZA
521520	1	521520-7	NOVO BRASIL
521530	1	521530-6	ORIZONA
521540	1	521540-5	OURO VERDE DE GOIAS
521550	1	521550-4	OUVIDOR
521560	1	521305-3	MIMOSO DE GOIAS
	2	521560-3	PADRE BERNARDO
521570	1	520545-5	CEZARINA
	2	520735-2	EDEALINA
	3	520740-2	EDEIA
	4	520995-2	INDIARA
	5	521170-1	JANDAIA
	6	521570-2	PALMEIRAS DE GOIAS
521580	1	521580-1	PALMELO
521590	1	521590-0	PALMINOPOLIS
521600	1	521600-7	PANAMA
521630	1	521630-4	PARANAIGUARA
521640	1	520013-4	ACREUNA
	2	521640-3	PARAUNA
	3	522005-8	SAO JOAO DA PARAUNA
	4	522155-1	TURVELANDIA
521680	1	521680-9	PETROLINA DE GOIAS
521690	1	520945-7	GUARINOS
	2	521690-8	PILAR DE GOIAS
521710	1	521710-4	PIRACANJUBA
	2	521839-1	PROFESSOR JAMIL
521720	1	520235-3	ARENOPOLIS
	2	521720-3	PIRANHAS
521730	1	521730-2	PIRENOPOLIS
521740	1	521740-1	PIRES DO RIO
521760	1	520017-5	AGUA FRIA DE GOIAS
	2	521760-9	PLANALTINA
521770	1	521770-8	PONTALINA
	2	522205-4	VICENTINOPOLIS
521800	1	521800-3	PORANGATU
521810	1	521810-2	PORTELANDIA
521830	1	521830-0	POSSE
	2	522068-6	SIMOLANDIA
521850	1	520915-0	GOUVELANDIA
	2	521850-8	QUIRINOPOLIS
521860	1	521860-7	RIALMA
521870	1	521870-6	RIANAPOLIS
521880	1	520505-9	CASTELANDIA
	2	521375-6	MONTIVIDIU

	3	521880-5	RIO VERDE
	4	521971-2	SANTO ANTONIO DA BARRA
521890	1	521385-5	MORRO AGUDO DE GOIAS
	2	521890-4	RUBIATABA
521900	1	521900-1	SANCLERLANDIA
521910	1	521910-0	SANTA BARBARA DE GOIAS
521920	1	521920-9	SANTA CRUZ DE GOIAS
521930	1	521930-8	SANTA HELENA DE GOIAS
521940	1	521940-7	SANTA RITA DO ARAGUAIA
521950	1	521950-6	SANTA ROSA DE GOIAS
521960	1	521960-5	SANTA TEREZA DE GOIAS
521970	1	520495-3	CAMPOS VERDES
	2	521970-4	SANTA TEREZINHA DE GOIAS
521980	1	521980-3	SAO DOMINGOS
521990	1	521205-5	JESUPOLIS
	2	521990-2	SAO FRANCISCO DE GOIAS
522000	1	522000-9	SAO JOAO D'ALIANCA
522010	1	522010-8	SAO LUIS DE MONTES BELOS
522020	1	521525-6	NOVO PLANALTO
	2	522020-7	SAO MIGUEL DO ARAGUAIA
522040	1	522040-5	SAO SIMAO
522050	1	522050-4	SERRANOPOLIS
522060	1	522026-4	SAO MIGUEL DO PASSA QUATRO
	2	522060-3	SILVANIA
522070	1	522070-2	SITIO D'ABADIA
522100	1	521056-2	ITAGUARI
	2	522100-7	TAQUARAL DE GOIAS
522130	1	522130-4	TRES RANCHOS
522140	1	522140-3	TRINDADE
522150	1	522150-2	TURVANIA
522160	1	520465-6	CAMPINACU
	2	521308-7	MINACU
	3	522160-1	URUACU
522170	1	522170-0	URUANA
522180	1	522180-9	URUTAI
522190	1	522190-8	VARJAO
522200	1	522200-5	VIANOPOLIS

APÊNDICE F

Tabela 1F - Conectividade entre as localidades para o Centro-Oeste

CODAMC	N	VIZINHOS									
500060	3	500240	500570	500660							
500070	7	500110	500220	500540	500560	500580	500720	500800			
500080	3	500190	500200	500620							
500090	2	500210	500660								
500100	2	500630	500830								
500110	7	500070	500310	500320	500560	500630	500730	500800			
500190	4	500080	500230	500620	500710						
500200	5	500080	500470	500510	500570	500620					
500210	4	500090	500280	500500	500660						
500220	6	500070	500410	500500	500560	500580	500690				
500230	4	500190	500630	500710	500830						
500240	5	500060	500370	500510	500570	500660					
500270	5	500490	500710	500720	500750	500800					
500280	3	500210	500500	500690							
500310	5	500110	500630	500730	500750	500800					
500320	9	500110	500520	500560	500630	500690	510160	510250	510460	510650	
500370	8	500240	500450	500470	500510	500540	500620	500660	500720		
500410	5	500220	500500	500540	500580	500660					
500450	3	500370	500540	500720							
500470	4	500200	500370	500510	500620						
500490	4	500270	500630	500710	500750						
500500	6	500210	500220	500280	500410	500660	500690				

Tabela 1F, Cont.

179

CODAMC	N	VIZINHOS									
510550	2	510140	510250								
510600	3	510050	510130	510250							
510610	7	510010	510160	510250	510650	510770	510780	510840			
510650	4	500320	510160	510250	510610						
510670	5	510120	510820	520310	520440	521310					
510770	4	510010	510050	510250	510610						
510780	5	510160	510340	510420	510460	510610					
510810	4	510340	510390	510420	510820						
510820	7	510340	510390	510420	510670	510810	520170	520310			
510840	3	510010	510340	510610							
520010	5	520030	520110	520580	521730	522060					
520020	5	520390	520450	520590	521290	521380					
520030	4	520010	520580	521250	522060						
520050	3	521210	521380	521770							
520060	4	520530	521460	521490	522000						
520080	6	520670	520790	520990	521270	521830	522070				
520090	2	521020	521160								
520110	8	520010	520840	521230	521450	521540	521680	521730	522060		
520120	1	520660									
520130	9	520280	520570	520890	521040	521440	521520	521900	522010	522150	
520150	5	500630	521080	521130	521310	522050					
520160	5	520280	520520	521000	521040	521140					
520170	5	510340	510820	520310	520340	521370					
520180	4	520870	520920	520970	522190						
520250	6	510340	520380	520640	520890	521100	521400				
520260	6	520420	520570	520780	521340	521640	522010				
520280	7	520130	520160	520520	521040	521440	521910	522140			
520310	5	510670	510820	520170	520340	520440					
520320	5	520860	521090	521460	521730	522160					
520340	5	520170	520310	520440	521370	521720					

Tabela 1F, Cont.

180

CODAMC	N	VIZINHOS										
520350	5	520910	521150	521600	521850	521880						
520360	4	520680	520880	521000	521500							
520380	4	510340	520250	521100	521220							
520390	5	520020	520590	520910	521150	521380						
520400	1	520800										
520410	5	520430	521190	521630	521850	521880						
520420	4	520260	521160	521340	521640							
520430	5	520410	521130	521190	521630	522040						
520440	8	510670	520310	520340	521160	521190	521310	521720	521880			
520450	8	520020	520590	521010	521290	521380	521710	521740	521920			
520460	4	520920	521570	521910	522140							
520470	3	520810	521280	522160								
520480	2	520510	521010									
520490	3	520830	521350	521980								
520500	5	520540	521120	521860	521890	522170						
520510	7	520480	520660	520690	520850	521010	521550	522130				
520520	5	520160	520280	520880	521000	522140						
520530	5	520060	521350	521460	521490	522160						
520540	5	520500	521090	521180	521860	521890						
520570	7	520130	520260	520760	521340	521520	521900	522010				
520580	5	520010	520030	521250	521560	521730						
520590	7	520020	520390	520450	520660	521010	521290	521480				
520620	2	521010	521250									
520630	5	520870	521710	521740	521920	522060						
520640	11	510340	520250	520890	521090	521280	521400	521470	521690	521800	521970	522020
520650	3	520970	521260	521710								
520660	5	520120	520510	520590	520850	521480						
520670	3	520080	521270	522070								
520680	5	520360	521000	521500	521540	521680						
520690	2	520510	521550									
520710	4	521020	521200	521370	521720							

Tabela 1F, Cont.

181

CODAMC	N	VIZINHOS											
520750	4	520810	521280	521410	521960								
520760	7	520570	521030	521200	521220	521340	521370	521520					
520780	5	520260	521590	521640	522010	522150							
520790	6	520080	520800	520990	521490	522000	522070						
520800	4	520400	520790	521760	522000								
520810	6	520470	520750	521280	521800	521960	522160						
520830	3	520490	521350	521980									
520840	4	520110	520870	521230	521450								
520850	4	520510	520660	521010	521480								
520860	4	520320	521090	521180	521730								
520870	11	520180	520630	520840	520880	520920	520970	521230	521450	521710	522060	522140	
520880	7	520360	520520	520870	521000	521450	521500	522140					
520890	10	520130	520250	520640	520960	521040	521100	521120	521400	521520	521890		
520910	11	520350	520390	521150	521210	521300	521380	521570	521600	521640	521770	521880	
520920	6	520180	520460	520870	521570	522140	522190						
520940	3	520990	521830	521980									
520960	4	520890	521040	521120	522170								
520970	6	520180	520650	520870	521260	521710	522190						
520980	3	521090	521690	522160									
520990	6	520080	520790	520940	521490	521830	521980						
521000	7	520160	520360	520520	520680	520880	521140	521680					
521010	11	520450	520480	520510	520590	520620	520850	521250	521480	521530	521740	522180	
521020	7	520090	520710	521030	521160	521200	521340	521720					
521030	4	520760	521020	521200	521340								
521040	9	520130	520160	520280	520890	520960	521060	521140	522100	522170			
521060	4	521040	521180	522100	522170								
521080	3	500630	520150	521130									
521090	10	520320	520540	520640	520860	520980	521180	521470	521690	521890	522160		
521100	5	520250	520380	520890	521220	521520							
521120	5	520500	520890	520960	521890	522170							
521130	5	520150	520430	521080	521190	522050							

Tabela 1F, Cont.

CODAMC	N	VIZINHOS											
521140	6	520160	521000	521040	521680	521950	522100						
521150	5	520350	520390	520910	521600	521850							
521160	8	520090	520420	520440	521020	521340	521640	521720	521880				
521180	11	520540	520860	521060	521090	521730	521860	521870	521950	521990	522100	522170	
521190	7	520410	520430	520440	521130	521310	521880	522050					
521200	5	520710	520760	521020	521030	521370							
521210	4	520050	520910	521380	521770								
521220	6	510340	520380	520760	521100	521370	521520						
521230	4	520110	520840	520870	522060								
521250	7	520030	520580	520620	521010	521530	521560	522060					
521260	6	520650	520970	521570	521710	521770	522190						
521270	3	520080	520670	521830									
521280	9	520470	520640	520750	520810	521410	521690	521800	521970	522160			
521290	3	520020	520450	520590									
521300	4	520910	521640	521880	521930								
521310	10	500630	510030	510120	510670	520150	520440	521190	521810	521940	522050		
521340	7	520260	520420	520570	520760	521020	521030	521160					
521350	5	520490	520530	520830	521490	521980							
521370	8	510340	520170	520340	520710	520760	521200	521220	521720				
521380	8	520020	520050	520390	520450	520910	521210	521710	521770				
521400	3	520250	520640	520890									
521410	4	520750	521280	521800	521960								
521440	5	520130	520280	521570	521910	522150							
521450	6	520110	520840	520870	520880	521500	521540						
521460	8	520060	520320	520530	521560	521730	521760	522000	522160				
521470	3	520640	521090	521890									
521480	4	520590	520660	520850	521010								
521490	7	520060	520530	520790	520990	521350	521980	522000					
521500	5	520360	520680	520880	521450	521540							
521520	6	520130	520570	520760	520890	521100	521220						
521530	6	521010	521250	521740	522060	522180	522200						

Tabela 1F, Cont.

CODAMC	N	VIZINHOS										
521540	5	520110	520680	521450	521500	521680						
521550	3	520510	520690	522130								
521560	5	520580	521250	521460	521730	521760						
521570	11	520460	520910	520920	521260	521440	521590	521640	521770	521910	522150	522190
521580	2	521740	521920									
521590	4	520780	521570	521640	522150							
521600	3	520350	520910	521150								
521630	4	520410	520430	521850	522040							
521640	10	520260	520420	520780	520910	521160	521300	521570	521590	521880	521930	
521680	8	520110	520680	521000	521140	521540	521730	521950	521990			
521690	6	520640	520980	521090	521280	521970	522160					
521710	8	520450	520630	520650	520870	520970	521260	521380	521920			
521720	6	520340	520440	520710	521020	521160	521370					
521730	10	520010	520110	520320	520580	520860	521180	521460	521560	521680	521990	
521740	8	520450	520630	521010	521530	521580	521920	522180	522200			
521760	4	520800	521460	521560	522000							
521770	6	520050	520910	521210	521260	521380	521570					
521800	6	520640	520810	521280	521410	521960	522020					
521810	1	521310										
521830	4	520080	520940	520990	521270							
521850	5	520350	520410	521150	521630	521880						
521860	5	520500	520540	521180	521870	522170						
521870	3	521180	521860	522170								
521880	10	520350	520410	520440	520910	521160	521190	521300	521640	521850	521930	
521890	6	520500	520540	520890	521090	521120	521470					
521900	3	520130	520570	522010								
521910	5	520280	520460	521440	521570	522140						
521920	5	520450	520630	521580	521710	521740						
521930	3	521300	521640	521880								
521940	3	510030	510120	521310								
521950	5	521140	521180	521680	521990	522100						

Tabela 1F, Cont.

CODAMC	N	VIZINHOS									
521960	4	520750	520810	521410	521800						
521970	3	520640	521280	521690							
521980	6	520490	520830	520940	520990	521350	521490				
521990	4	521180	521680	521730	521950						
522000	6	520060	520790	520800	521460	521490	521760				
522010	6	520130	520260	520570	520780	521900	522150				
522020	3	510340	520640	521800							
522040	2	520430	521630								
522050	4	520150	521130	521190	521310						
522060	9	520010	520030	520110	520630	520870	521230	521250	521530	522200	
522070	3	520080	520670	520790							
522100	5	521040	521060	521140	521180	521950					
522130	2	520510	521550								
522140	7	520280	520460	520520	520870	520880	520920	521910			
522150	6	520130	520780	521440	521570	521590	522010				
522160	9	520320	520470	520530	520810	520980	521090	521280	521460	521690	
522170	8	520500	520960	521040	521060	521120	521180	521860	521870		
522180	3	521010	521530	521740							
522190	5	520180	520920	520970	521260	521570					
522200	3	521530	521740	522060							

Fonte: IPEA-RJ.

* CODAMC é o código da área mínima comparável (AMC); N é a quantidade de AMC vizinhas; VIZINHOS é o código (CODAMC) dos vizinhos (AMC) com fronteira comum entre si.