



## **TRANSFORMAÇÕES NA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA ABORDAGEM ESPACIAL DOS CENSOS AGROPECUÁRIOS DE 1996 E 2006**

**JOSÉ LUIZ ALCANTARA FILHO; PAULO ROBERTO SCALCO; ADRIANO PROVEZANO GOMES;**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA**

**VIÇOSA - MG - BRASIL**

**apgomes@ufv.br**

**PÔSTER**

**Evolução e estrutura da agropecuária no Brasil**

### **Transformações na agricultura brasileira: uma abordagem espacial dos Censos Agropecuários de 1996 e 2006**

**Grupo de Pesquisa: Evolução e estrutura da agropecuária no Brasil**

#### **Resumo**

O presente trabalho teve como objetivo analisar a dinâmica da agricultura brasileira, a partir dos dados preliminares do Censo agropecuário de 2006 em relação ao Censo de 1996. Para tanto, utilizou-se a metodologia de econometria espacial, mais especificamente análise exploratória de dados espaciais (AEDE) para verificar a formação de clusters espaciais, bem como, as mudanças ocorridas no período analisado. Em suma, verificou-se a existência de dependência espacial entre as microrregiões analisadas, assim, regiões que em 1996 eram intensivas na utilização de terra, trabalho e tratores, em 2006 tenderam a permanecer com as mesmas características, além de influenciar positivamente suas regiões vizinhas. Além disso, verificou-se um relação inversa entre o número de trabalhadores com laços de parentescos e as variáveis área utilizada e tratores, destacando assim, um processo de aumento de utilização de áreas com uso intensivo de capital (tratores) e mão de obra contratada.

Palavras-chaves: agricultura; econometria espacial; fatores de produção.

#### **Abstract**

The present work had as objective to analyze the dynamics of Brazilian agriculture, from the preliminary data of the farming Census of 2006 in relation to the Census of 1996. For in such a way, it was used methodology of spatial econometric, more



specifically exploratory analysis of space data (AEDE) to verify the formation of space clusters, as well as, the occurred changes in the analyzed period. In short, it was verified existence of space dependence between the analyzed microregions, thus, regions that in 1996 were intensive in the use of land, work and tractors, in 2006 had tended to remain with the same characteristics, besides influencing positively its neighboring regions. Moreover, an inverse relation was verified enters the number of workers with bows of kinships and the variable used area and tractors, thus detaching, a process of increase of use of areas with intensive use of capital (tractor) and hand of contracted workmanship. Key Words: agriculture; spatial econometric; production factors.

## 1. INTRODUÇÃO

Recentemente foram divulgados os dados preliminares do Censo Agropecuário do IBGE de 2006, que dispõe de algumas informações referentes à variáveis relevantes da agricultura brasileira no que diz respeito à fatores de produção agropecuária, tais como: área total utilizada, número de tratores e número de trabalhadores com e sem laços de parentesco. Estas variáveis servem como *proxys* para Terra, Trabalho e Capital, que são ditos três dos principais fatores de fatores de produção da economia clássica, bem como são amplamente analisados na teoria microeconômica.

Desde o Censo agropecuário do IBGE de 1995/1996 não havia dados oficiais que pudessem servir de análise comparativa a estes, de modo que, não se pôde afirmar com exatidão quais as mudanças e tendências da dinâmica da agricultura no Brasil. Soma-se a isto o fato do comportamento de algumas variáveis criarem padrões espaciais, baseado no pressuposto de que as transformações econômicas ocorridas em um determinado local tendem a influenciar diretamente os seus vizinhos. Sendo assim, acredita-se que houve diversas transformações na agricultura durante este longo período de tempo e este trabalho visa identificar e analisar os padrões espaciais entre os fatores de produção, assim como analisar as relações cruzadas entre elas, a fim de reconfigurar o setor agrícola a partir das suas características atuais.

## 2. METODOLOGIA

O estudo da análise econométrica é feito sobre pressupostos subjacentes, que garantem a validação dos testes de hipóteses, modelação e estimação do modelo. Contudo a interação no espaço tem uma natureza bidimensional, gerando efeitos espaciais que violam o vital pressuposto de que os erros são esféricos. Além do mais, desde que a heterocedasticidade é resistente a vários procedimentos para corrigi-la, é muito provável que as fontes venham da intrincada relação com a dependência espacial. Portanto, ao não reservar atenção a esses efeitos espaciais, os resultados proporcionados pela análise econométrica tornam-se inválidos.

A econometria espacial difere da econometria convencional porque leva em consideração os chamados efeitos espaciais na especificação, na estimação e no teste de hipótese e previsão de modelos, com dados do tipo *cross-section* ou com um painel de



dados. Metodologicamente falando, a econometria espacial busca tratar quantitativamente o comportamento do agente tanto do ponto de vista atomístico (quais são os fatores exógenos independentes do espaço que interferem em sua tomada de decisões) quanto da sua interação com outros agentes heterogêneos ao longo do espaço, este igualmente heterogêneo (ALMEIDA, 2004).

A estrutura espacial dos dados é incorporada através de uma matriz binária de pesos espaciais contígua,  $W$ , com elementos  $w_{ij}$ , onde o índice  $ij$  corresponde ao vizinho  $i$  da observação  $j$ . A presença de zeros na matriz de pesos indica a ausência de interação espacial entre as observações. Neste trabalho, utilizou-se a convenção de vizinhança conhecida como *rainha*. Nela, todos os municípios que contém relações de contigüidade com o município analisado são considerados vizinhos.

Conforme destacado por Anselin e Bera (1998), em processos espaciais, existe um imbricamento entre os efeitos de violação da esfericidade dos erros e da heterocedasticidade, gerada pela dependência espacial: heterogeneidade gera dependência espacial e, por sua vez, dependência espacial pode também induzir heterogeneidade. Dessa forma, essas características provocam sérias dificuldades para identificar modelos econométricos espaciais de forma apropriada. Em vista disso, uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) pode auxiliar a superar tal problema de identificação, provendo claras dicas e indicações sobre a existência de padrões de associação espacial.

A AEDE é uma coleção de técnicas para a análise estatística de informação geográfica, com o intuito de descobrir padrões espaciais nos dados e para sugerir hipóteses, mas impondo a menor estrutura possível. A AEDE procura descrever distribuições espaciais, identificar observações discrepantes no espaço, descobrir padrões de associação espacial e sugerir *clusters* espaciais. Assim, o objetivo primordial é deixar os dados espaciais falarem por si próprios.

O primeiro passo num estudo de AEDE é testar a hipótese de que os dados espaciais são distribuídos aleatoriamente. Para isso, é testada a hipótese de associação espacial global univariada utilizando a Estatística de Moran<sup>1</sup>, que é um coeficiente que mensura o grau de correlação espacial. Formalmente essa estatística é dada por:

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

em que  $n$  é o número de unidades espaciais,  $y_i$  é a variável de interesse,  $w_{ij}$  é o peso espacial para o par de unidades espaciais  $i$  e  $j$ , medindo o grau de interação entre elas. Destaca-se que a hipótese nula do teste é a de aleatoriedade espacial. Caso verifica-se a indicação de autocorrelação espacial, deve-se tomar cuidado com a interpretação dos resultados. Uma indicação de autocorrelação espacial positiva revela que há uma similaridade entre os valores do atributo estudado (por exemplo, área utilizada total) e da localização espacial do atributo (por exemplo, microrregião). Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, no geral, alta área utilizada de uma microrregião tende a ser rodeada por áreas também com alta utilização de terras das

<sup>1</sup> Para mais detalhes ver, ALMEIDA (2004).



microrregiões vizinhas e/ou uma pequena área de utilização de terra de uma microrregião tende a ser rodeada por áreas utilizadas também baixas das microrregiões vizinha.

Um indicação de autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. A autocorrelação espacial negativa indica que, por exemplo, no geral, um elevada área utilizada de terras de uma microrregião tende a ser rodeada por pequenas área de terras utilizadas nas microrregiões vizinhas e/ou uma baixa área de terras utilizadas de uma microrregião tende a ser rodeada por alta áreas de terras utilizadas das microrregiões vizinha.

Uma variação da associação espacial global univariada é a associação espacial global multivariada. Pode-se estar interessado em saber se a área de terra utilizada de uma microrregião está associada à disponibilidades de capital (tratores) nas microrregiões vizinhas. Ou sejam se está interessado na verificação da existência de um padrão de associação espacial global entre duas variáveis. Em termos formais, é possível calcular-se a estatística de Moran para duas variáveis diferentes.

$$I_{kl} = \frac{z_k' W z_l}{n} \quad (2)$$

aonde  $z_k$  e  $z_l$  são variáveis padronizadas<sup>2</sup> e  $W$  é a matriz de pesos espaciais. Essa medida identifica o grau de associação sistemática de uma variável padronizada  $z_k$  com uma outra (diferente) variável padronizada vizinha  $z_l$ .

A interpretação intuitiva para o  $I$  de Moran multivariado positivo é a seguinte: as microrregiões que apresentam uma área de terras utilizadas alta tendem a ser rodeadas por microrregiões vizinhas com elevado nível de capital (tratores), bem como microrregiões com pequena área de terra utilizada são circunvizinhas de microrregiões com baixa nível de capital. Analogamente um  $I$  multivariado negativo significa que microrregiões com elevado uso de terras são circundadas por microrregiões com baixo nível de capital, ao passo que microrregiões com reduzida uso de terras são vizinhas de microrregiões com elevado uso de capital.

Contudo deve-se tomar cuidado com o uso apenas de estatísticas de associação global, pois a indicação de padrões globais de associação espacial pode estar também em consonância com padrões locais. Pode-se incorrer no erro de que uma indicação de ausência de correlação global oculta padrões de associação local. Desta forma utilizam-se a estatística de  $I$  de Moran local e o  $I$  de Moran local para duas variáveis no caso de associação espacial local multivariada. Segundo Anselin (1995), o indicador de  $I$  de Moran local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

A análise econométrica espacial é realizada em seções de dados *cross-section*, a intenção é captar a existência de padrões de dependência espacial entre as variáveis em estudo. Entretanto, neste trabalho, além dessa medida tradicional, estamos interessados

---

<sup>2</sup> Logo, tem-se que  $Z_k = (y_k - \bar{y}) / \sigma_k$



também na influência que microrregiões exerceram na evolução das microrregiões vizinhas. Realizamos assim, uma extrapolação da metodologia proposta, com fins de testar a hipótese de autocorrelação espacial no tempo. A idéia subjacente é testar a hipótese de aleatoriedade espacial entre as variáveis de estudo em 2006, e suas respectivas regiões vizinhas em 1996. Dessa forma, quer se testar, se, por exemplo, microrregiões que, em 2006, tem alta intensidade de uso de terras, possuía microrregiões vizinhas, em 1996 com alto ou baixo uso de terras e que influenciaram significativo o processo de evolução desta microrregião.

Assim, por meio da estatística I de Moran multivariada é testado a existência de autocorrelação espacial e “intertemporal” entre as microrregiões brasileiras. Uma indicação de autocorrelação espacial positiva revela que há uma similaridade entre os valores do atributo estudado em 2006 (por exemplo, área utilizada total) e da localização espacial do atributo (por exemplo, microrregião), na década passada. Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, no geral, alta área utilizada de uma microrregião em 2006 tendia a ser rodeadas por áreas também com alta utilização de terras das microrregiões vizinhas em 1996 e/ou uma pequena área de utilização de terra de uma microrregião em 2006 tendia a ser rodeada por áreas utilizadas também baixas das microrregiões vizinha em 1996.

Esse efeito torna-se importante, pois pode representar um movimento de expansão de características locais para regiões vizinhas com o passar do tempo, revelando assim, um processo de difusão espacial e intertemporal de características e padrões regionais para suas regiões vizinhas.

Uma abordagem alternativa para visualizar diagramaticamente a associação espacial é baseada no diagrama de dispersão de Moran, que mostra a defasagem espacial da variável de interesse (ou seja, a média do atributo nos vizinhos) no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. Adicionando à este diagrama a informação de significância das medidas de associação local, pode-se construir o mapa de *clusters* espaciais. Ele ilustra a classificação em quatro categorias de associação espacial que são estatisticamente significantes. São elas: Alto-Alto (AA) que significa que as unidades espaciais pertencentes a esse agrupamento exibem valores altos da variável de interesse rodeados por unidades espaciais que apresentam valores também altos; Baixo-Baixo (BB), refere-se a um agrupamento cujas unidades espaciais mostram valores baixos circundados por unidades espaciais que ostentam valores também baixos; Alto-Baixo (AB) diz respeito a um cluster no qual uma unidade espacial qualquer com um alto valor da variável de interesse é circunvizinha de unidades espaciais com um baixo valor e finalmente o agrupamento Baixo-Alto (BA) que concerne a um cluster no qual uma unidade espacial qualquer com um baixo valor da variável de interesse é circundada por unidades espaciais com alto valor.

### 3. RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta as principais variáveis disponíveis nos resultados preliminares do Censo agropecuário de 2006. Verifica-se que a área total utilizada, em média, permaneceu constantes, pois as regiões centro-oeste e sudeste reduziram suas áreas utilizadas, enquanto as regiões norte, nordeste e sul expandiram. Quanto aos

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

trabalhadores empregados, verifica-se que especificamente, trabalhadores com laços de parentesco<sup>3</sup> houve uma redução média de 5,94%. A principal queda ocorreu na região sul, com uma redução de 12,49%, entretanto verifica-se o aumento significativo na região centro-oeste.

Destaca-se o significativo aumento ocorrido no número de trabalhadores empregados sem laços de parentesco que, no Brasil, aumentou 264% enquanto que as regiões nordestes e sudeste apresentaram crescimento de 331,37% e 288,49% respectivamente.

Quanto ao uso de tratores, os dados revelam que praticamente não houve variação na média brasileira, entretanto verifica-se que a região norte apresentou um significativo aumento no uso de tratores, sendo que, no período analisado, houve um aumento de superior a 40%. Este fenômeno é resultado da fronteira de expansão agrícola que localiza-se sobre tal região. Como destacado anteriormente, a região também apresentou um crescimento superior a 15% na área utilizada e a demanda por trabalhadores sem laços de parentesco (mão-de-obra contratada) foi superior a 180% destacando o processo de ampliação da capacidade produtiva do setor agropecuário brasileiro.

Tabela 1: Comparação do setor agrícola entre os censos agropecuário de 1996 e 2006

Especificação		Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul	Brasil
Área total	1996	58.358.880	78.296.094	108.510.013	64.085.890	44.360.361	353.611.238
	2006	67.461.294	80.528.651	97.900.212	60.321.603	46.482.265	352.694.025
	Δ%	15,60%	2,85%	-9,78%	-5,87%	4,78%	-0,26%
Pessoal - Com laços de parentesco	1996	1.605.776	6.644.906	591.239	1.983.657	2.782.298	13.607.876
	2006	1.473.853	6.232.153	690.520	1.968.311	2.434.734	12.799.571
	Δ%	-8,22%	-6,21%	16,79%	-0,77%	-12,49%	-5,94%
Pessoal - sem laços de parentesco	1996	65.609	337.202	101.928	303.450	167.212	975.401
	2006	189.461	1.454.601	281.497	1.178.868	449.741	3.554.168
	Δ%	188,77%	331,37%	176,17%	288,49%	168,96%	264,38%
Tratores	1996	18.485	55.475	114.684	276.026	335.049	799.719
	2006	25.920	58.731	118.144	241.690	341.811	786.296
	Δ%	40,22%	5,87%	3,02%	-12,44%	2,02%	-1,68%
Tamanho médio dos estab.	1996	196,98	30,64	401,09	63,61	42,11	72,76
	2006	189,19	31,05	265,80	56,35	46,31	67,77
	Δ%	-3,95%	1,32%	-33,73%	-11,42%	9,96%	-6,86%
Núm. de trab. com laços/estab.	1996	3,56	2,79	2,34	2,29	2,82	2,80
	2006	3,06	2,50	2,16	2,10	2,43	2,46
	Δ%	-14,08%	-10,47%	-7,86%	-8,29%	-13,69%	-12,16%

<sup>3</sup> Pode-se considerar a variável trabalhadores com laços de parentesco como sendo uma proxy para propriedades caracterizadas como de agricultura familiar.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Núm. de trab. sem laços/estab.	1996	0,18	0,14	0,51	0,37	0,16	0,20
	2006	0,33	0,61	1,51	1,19	0,44	0,68
	$\Delta\%$	86,56%	321,97%	194,94%	218,95%	167,87%	240,28%
Núm. de tratores/estab.	1996	0,05	0,02	0,61	0,31	0,33	0,16
	2006	0,05	0,02	0,45	0,25	0,34	0,15
	$\Delta\%$	1,96%	-2,21%	-26,95%	-19,86%	3,01%	-8,18%

Fonte: Censo Agropecuário 1996 e 2006 – IBGE.

Destaca-se também a redução do tamanho médio dos estabelecimentos de 72,76 ha em 1996 para 67,77 ha em 2006. E o considerável aumento do número de trabalhadores sem laços de parentesco, destacado anteriormente pelo significativo aumento do número de trabalhadores.

Os resultados da análise de autocorrelação espacial são apresentados na Tabela 2. Os testes realizados consideram os valores da primeira variável em uma unidade com relação ao valor médio da segunda variável nas microrregiões circunvizinhas.

Tabela 2: Testes de Autocorrelação espacial global - I de Moran uni e multivariado<sup>4</sup>

Variáveis	Mapas de clusters	Estatística I de Moran	Valor esperado E[I]	Desv. Padrão	p-value
ATOT96 / w_ATOT96	Figura 1	0,7479	-0,0018	0,0252	0,001
ATOT06 / w_ATOT96	Figura 2	0,3734	-0,0018	0,0204	0,001
CONT96 / w_CONT96	Figura 3	0,3391	-0,0018	0,0259	0,001
CONT06 / w_CONT96	Figura 4	0,2855	-0,0018	0,0219	0,001
PARE96 / w_PARE96	Figura 5	0,5368	-0,0018	0,0252	0,001
PARE06 / w_PARE96	Figura 6	0,5130	-0,0018	0,0248	0,001
TRAT96 / w_TRAT96	Figura 7	0,6338	-0,0018	0,0257	0,001
TRAT06 / w_TRAT96	Figura 8	0,6007	-0,0018	0,0269	0,001

Fonte: Resultados da pesquisa

ATOT = área total utilizada; CONT = número de trabalhadores sem laços de parentesco; PARE = número de trabalhadores com laços de parentesco; TRAT = número de tratores; w = matriz de pesos espaciais.

Verifica-se, de forma geral, que todos os coeficientes calculados apresentaram sinais positivos e foram estatisticamente significativos ao nível de 1%. Isso significa que, por exemplo, no primeiro caso, microrregiões com alto uso de terras em 1996 possuíam vizinhas com alto uso de terras nesse mesmo período. Da mesma forma, microrregiões com baixo uso de terra tendiam a ser, em média, circundadas por outras regiões também com baixo uso de terra. O sinal positivo, portanto, indica que, em média, existe uma relação de similaridade entre as microrregiões estudadas e suas vizinhas. Similarmente, o teste foi realizado, na sua forma multivariada para testar o

<sup>4</sup> Realizou-se os testes de autocorrelação espacial global univariado e multivariado para matrizes espaciais de ordem 1, 3, 5 e 10 vizinhos mais próximos para validar a consistência dos resultados obtidos.



efeito de dependência espacial, de cada uma das observações, em 2006, relacionando-as com seus respectivos vizinhos no ano de 1996. Novamente, o sinal positivo reflete um efeito de similaridade entre as regiões. Assim, microrregiões, que em 2006, tinham alto uso de terras, tendiam a ser circundadas por outras regiões, também com alto uso de terras em 1996.

É importante destacar, que o fato dos efeitos espaciais terem sido significativos tanto na forma uni quando na forma multivariada, reflete a existência de efeitos de interdependência entre as microrregiões estudadas. Assim, pode-se inferir que, características e padrões identificados numa microrregião tendem a se dissipar para regiões vizinhas ao longo do tempo.

Contudo, como destacado na seção anterior, deve-se tomar cuidado com o uso apenas de estatísticas de associação global, pois a indicação de padrões globais de associação espacial pode estar também em consonância com padrões locais. Pode-se incorrer no erro de que uma indicação de ausência ou presença de autocorrelação global oculta ou não padrões de associação local. Desta forma utilizou-se a estatística de I de Moran local aliado ao diagrama de dispersão de Moran e as informações de significância das medidas de associação local para construir os mapas de *clusters* espaciais.

A Figura 1 apresenta os *clusters* das relações espaciais entre microrregiões de acordo com a área total utilizada em 1996. Observa-se no mapa que a localização do *cluster* do tipo baixo-baixo, isto é, microrregiões com baixo percentual de área utilizada que possuem microrregiões vizinhas também com baixa utilização da área total, se concentram nas regiões Norte, no Meio-Norte<sup>5</sup> e Sertão<sup>6</sup> do Nordeste, além de cobrir grande parte do litoral Sudeste. O outro oposto, ou seja, *cluster* do tipo Alto-alto, está concentrado principalmente no Centro-Oeste brasileiro, meio oeste do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo e Minas Gerais, além de algumas microrregiões localizadas em Alagoas, Sergipe e norte do Espírito Santo. Estes agrupamentos indicam que em tais regiões os efeitos de dependência espacial são significativos, entretanto, destaca-se que a estatística I de Moran calculada na Tabela 2 representa uma média, logo, nas microrregiões localizadas no *cluster* do tipo alto-alto esse coeficiente de dependência é superior ao valor obtido pela estatística global.

Pode-se verificar, a partir da Figura 2 que a distribuição geográfica dos locais onde as relações espaciais são significativas não teve modificações significativas, exceto pela incorporação de algumas poucas microrregiões que antes eram não significativas. Todavia, ao comparar a área total utilizada das microrregiões em 2006

<sup>5</sup> O meio-norte é uma faixa de transição entre a Amazônia e o sertão, abrange os estados do Maranhão e Piauí, também é chamada de Mata dos Cocais, devido as palmeiras de babaçu e carnaúba, no litoral chove cerca de 2000 mm anuais, indo mais para o leste e/ou para o interior esse número cai para 1500 mm anuais, já no sul do Piauí, uma região mais parecida com o sertão só chove 700 mm por ano, em média. (extraído do site: [www.arikah.net](http://www.arikah.net)).

<sup>6</sup> O sertão fica localizado, geralmente, no interior do Nordeste, possui clima semi-árido, em estados como Ceará e Rio Grande do Norte chega a alcançar o litoral, descendo mais ao sul, o sertão alcança o norte de Minas Gerais, no Sudeste. As chuvas são irregulares e escassas, existem constantes períodos de estiagem, a vegetação típica é a caatinga. (extraído do site: [www.arikah.net](http://www.arikah.net)).



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



com a área de seus respectivos circunvizinhos em 1996, percebe-se que há algumas alterações na conformação do uso da terra. Uma primeira implicação desta mudança é verificada na quantidade de área utilizada que, reduziu na maioria das microrregiões e, no Brasil, a queda foi de quase 7%.

No geral as regiões Norte e Nordeste permaneceram principalmente com padrão baixo-baixo. Entretanto, a Microrregião Ji-Paraná-RO que pertencia ao agrupamento do tipo alto-baixo em 1996, passou, em 2006, a pertencer ao agrupamento baixo-baixo devido a uma queda na área total utilizada de 62,2% para 56,5%, respectivamente. Em situação oposta, duas microrregiões localizadas no Pará (Arari e Cameta) e quatro no Maranhão (Rosário, Médio Mearim, Baixo Parnaíba Maranhense e Coelho Neto) aumentaram significativamente a proporção de utilização da terra acima da média das microrregiões circunvizinhas passando ao agrupamento alto-baixo.

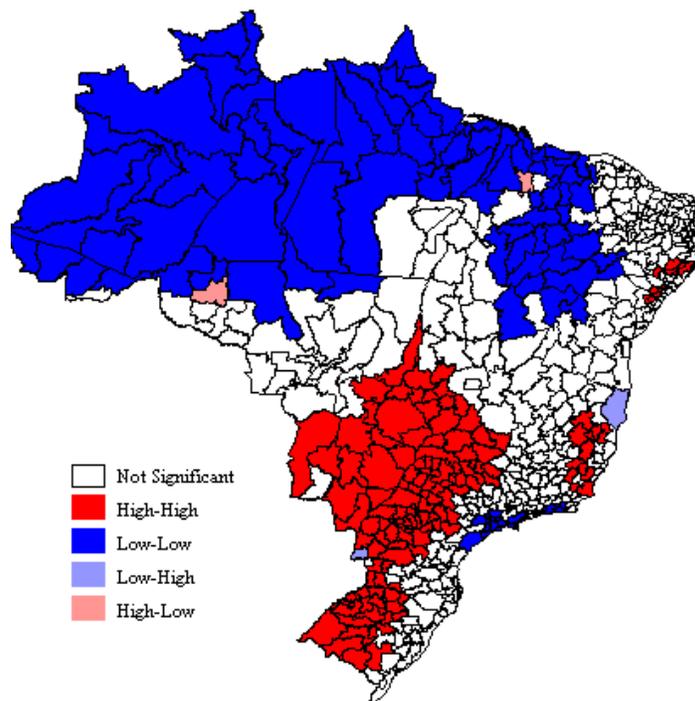


Figura 1: Mapa de clusters espaciais da área total utilizada em 1996.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

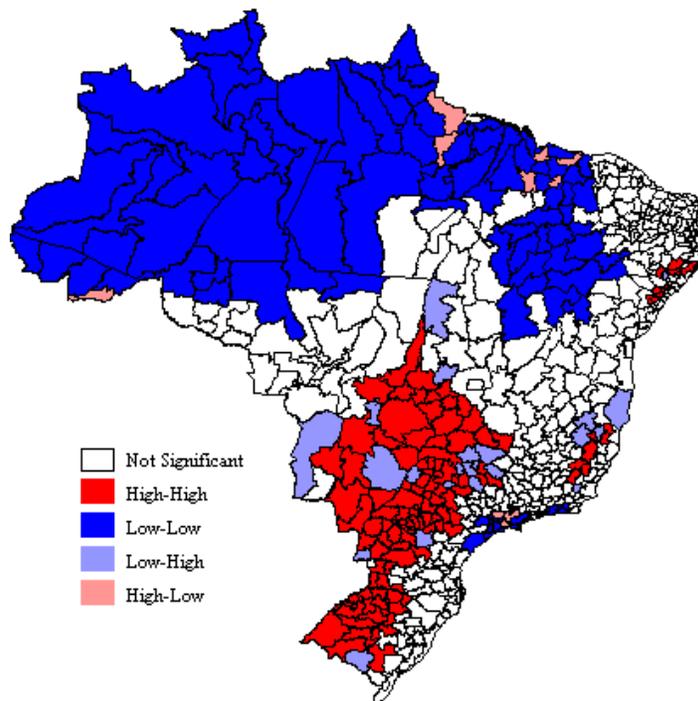


Figura 2: Mapa de clusters espaciais da área total utilizada em 2006 com seus respectivos vizinhos em 1996.

As principais mudanças na área total estão nas localidades que pertenciam ao agrupamento alto-alto em 1996 e migraram para o baixo-alto. Especificamente, esta mudança ocorreu nas microrregiões Teófilo Otoni, Uberaba, Araxá governador Valadares, Divinópolis, Formiga, Passos e Alfenas, em Minas Gerais; Barra de São Francisco, Nova Venécia, Cacheiro do Itapemirim e Colatina no Espírito Santo; Santo Antônio de Pádua no Rio de Janeiro, Novo Horizonte, São Joaquim da Barra e Andradina e Ribeirão Preto em São Paulo; Telemaco Borba, no Paraná; Campanha Meridional no Rio Grande do Sul; Baixo Pantanal e Três Lagoas no Mato Grosso do Sul; Alto Araguaia no Mato Grosso e Ceres em Goiás; sendo que todas apresentaram redução no total da área utilizada em 2006, comparado ao período anterior. Vale também ressaltar que algumas microrregiões que anteriormente não pertenciam a nenhum tipo de agrupamento, em 2006, passaram a integrar algum *cluster*, que é resultado do efeito espacial descrito anteriormente.

Analisando-se a Figura 3, que representa os *clusters* espaciais de trabalhadores sem laços de parentesco, verifica-se que as relações espaciais da variável trabalhadores sem laços de parentesco não apresenta padrões nítidos na formação dos *clusters*. Com exceção dos Estados do Acre, Amazonas, Roraima e Amapá que são totalmente cobertos por característica de baixos níveis de empregos sem laços de parentesco, no restante do país a conformação dos *clusters* se dá de forma um tanto quanto dispersa, de modo que, no geral, as observações desta variável não possuem alta interdependência espacial. Os *Clusters* do tipo Alto-Alto estavam situados em Maranhão, Distrito



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



Federal, bem como algumas microrregiões de Pernambuco, Alagoas, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Paraná, Goiás e Mato Grosso do Sul.

As principais mudanças da dinâmica dos agrupamentos de 2006 com relação aos seus circunvizinhos no período anterior ocorreram na região central do país. Mais especificamente, as microrregiões de Quirinópolis em Goiás, Aimorés, Ubá, Nanuque e Ituiutaba em Minas Gerais, além de Senhor do Bonfim-BA, apresentaram queda no número de trabalhadores sem laços de parentesco em 2006 e, conseqüentemente, passaram a ocupar o agrupamento do tipo Baixo-Alto. Já, a microrregião de Manaus, inicialmente estava alocada no agrupamento Alto-Baixo, porém obteve queda significativa em relação à média, de modo que, migrou para o *cluster* do tipo Baixo-Baixo, passando a ter um padrão equivalente ao dos seus vizinhos. Isto evidencia uma discrepância no comportamento destas microrregiões com relação à média nacional, uma vez que, se por um lado, a estatística I de Moran global apresentou sinal positivo de correlação entre os trabalhadores sem laços de parentesco em 2006 em relação aos seus entornos em 1996 e a média nacional de trabalhadores aumentou em 264% durante o período, nestas microrregiões houve um efeito inverso provocando não somente a redução do número de trabalhadores como o não acompanhamento da tendência proporcionada pelos seus circunvizinhos.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

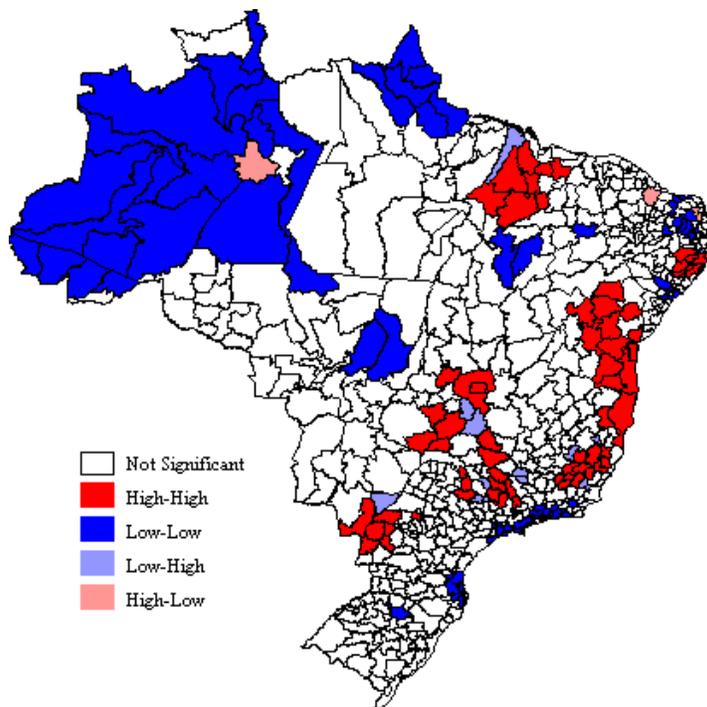


Figura 3: Mapa de *clusters* espaciais de trabalhadores sem laços de parentesco em 1996.

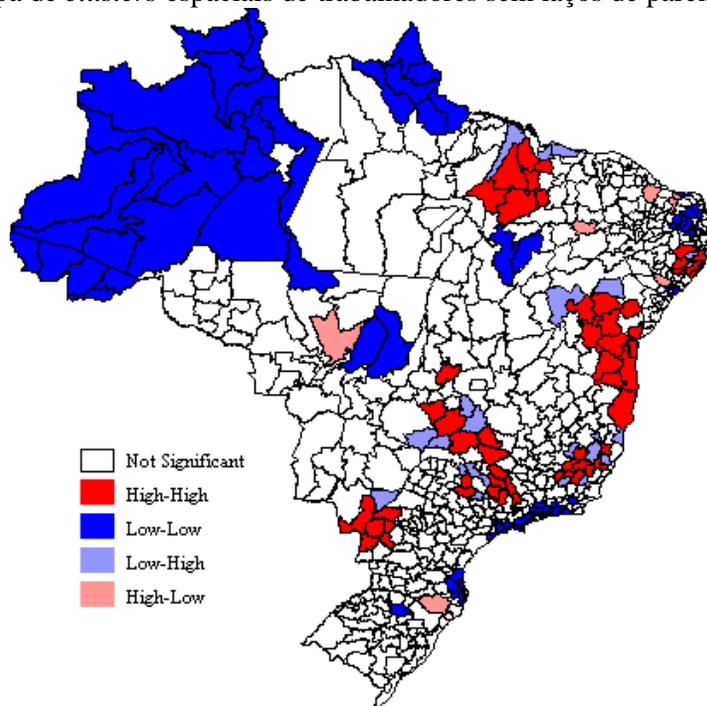


Figura 4: Mapa de clusters espaciais de trabalhadores sem laços de parentesco em 2006 com seus respectivos vizinhos em 1996.



Por outro lado, Picos-PI, Sergipana do Sertão do São Francisco, Alto Teles Pires-MT e Curitiba-PR que pertenciam ao agrupamento Baixo-Baixo ou até mesmo a nenhum grupo, passaram agora a fazer parte do agrupamento Alto-Baixo, o que demonstra um indicador positivo pois houve alta expansão do número de trabalhadores nestas localidades ou, no caso de queda, esta foi muito inferior ao seu entorno e até mesmo à média nacional.

De acordo com a Figura 5, que representa os *clusters* espaciais de trabalhadores com laços de parentesco em 1996, percebe-se que o *cluster* do tipo Baixo-Baixo se encontra principalmente na parte central do Brasil, envolvendo os estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais. Além desses, verifica-se algumas microrregiões isoladas com estas características no Rio Grande do Norte, Paraíba e no norte de Roraima e Amapá. Quanto ao *cluster* do tipo Alto-Alto, este se localiza no Maranhão, Piauí, Ceará, Pernambuco e Bahia, além de algumas microrregiões no sudoeste do Paraná, oeste de Santa Catarina e Norte do Rio Grande do Sul.

A principal característica observada com a Figura 6 é a manutenção do padrão da dinâmica de alocação dos trabalhadores com laços de parentesco entre os agrupamentos identificados. Basicamente apenas as microrregiões de Pio IX-PI, Paulo Afonso-BA, Varginha-MG, Campos dos Goitacazes-RJ e Dourados-MS apresentaram padrão de evolução diferente dos circunvizinhos em relação ao período inicial, sendo que os dois primeiros mudaram o padrão de Alto-Alto para Baixo-Alto e os três subsequentes deixaram de fazer parte do cluster Baixo-Baixo, migrando para o Alto-Baixo. Também houve a incorporação de algumas microrregiões aos *clusters*, porém, a principal inferência a ser feita diz respeito à distribuição e característica dos *clusters*, isto é, as áreas onde se localiza o *cluster* do tipo Baixo-Baixo são justamente às que possuem maior incidência do agronegócio, ao passo que, nas regiões onde o uso de capital é menos utilizado, há maior quantidade de trabalhadores com laços familiares. Pode-se inferir que a expansão deste tipo de trabalhadores, que serve como *proxy* para agricultura familiar, é antagônica ao crescimento das produções agrícolas monocultoras e de uso capital-intensivo voltadas à exportação (OLIVEIRA et. all, 2004). Além disso, esta relação sugere uma relação inversa entre trabalho e capital como sugere a própria teoria microeconômica, mas isto será melhor abordado adiante.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

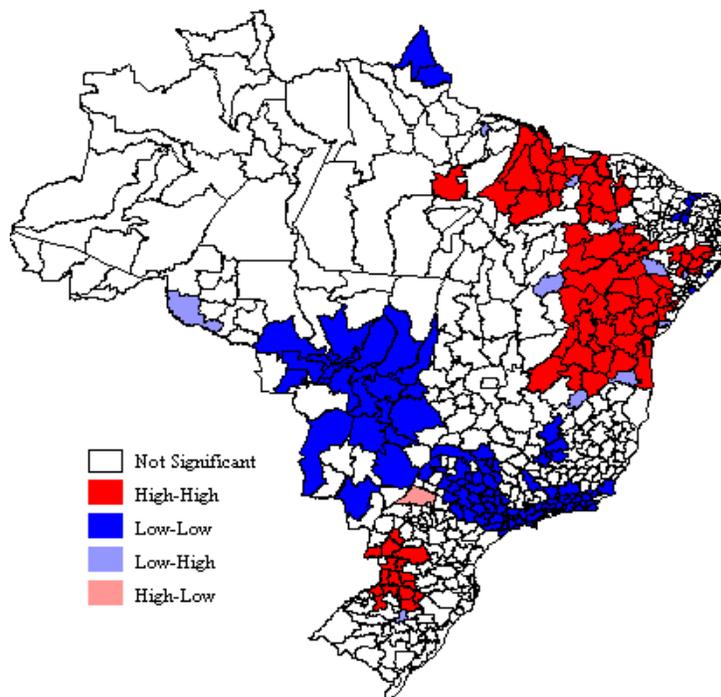


Figura 5: Mapa de clusters espaciais de trabalhadores com laços de parentesco em 1996.

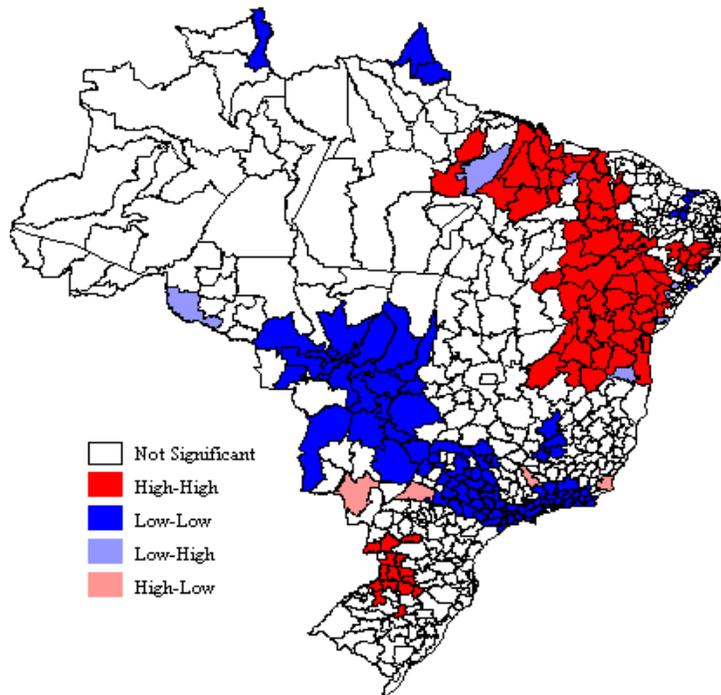


Figura 6: Mapa de clusters espaciais de trabalhadores com laços de parentesco em 2006 com seus respectivos vizinhos em 1996.



A Figura 7 retrata a formação de clusters a partir da distribuição espacial dos tratores no Brasil. Vale lembrar que a variável utilizada (número de tratores) pode ser interpretada também como uma *proxy* do uso de capital, já que estes acompanham a lógica dos avanços tecnológicos na agricultura e o aumento da intensidade do insumo ‘Capital’ na agricultura.

Em 1996, o grupo do tipo Baixo-baixo cobria toda a faixa setentrional do país abrangendo grande parte da Região Norte e Nordeste, além de algumas microrregiões em Minas Gerais e Rio de Janeiro. Por outro lado, o agrupamento alto-alto abrange a Região Sudeste e Sul, além dos estados do Mato Grosso do Sul e Goiás.

Comparando-se a configuração espacial dos tratores nas microrregiões em 2006 com relação a seus circunvizinhos em 1996, presente na Figura 8, percebe-se que a distribuição geográfica apresentou poucas modificações. Verifica-se que as microrregiões de Caçal-RO e Barreiras-BA apresentaram evolução discrepante dos seus circunvizinhos, pois o número de tratores nesta área foi significativamente maior do que a média, o que os levou à classificação de alto-baixo. Analogamente, as microrregiões de Palmas-TO e Aquidauana-MS eram Baixo-Alto no período inicial e passaram a pertencer ao *cluster* do tipo Alto-Alto. Somado a isto, houve uma expansão do *cluster* Alto-Alto que incorporou 7 novas microrregiões, o que significa que, como destacado anteriormente, os agrupamentos locais têm influenciado positivamente os seus circunvizinhos. Este efeito torna-se importante, pois evidencia que as microrregiões são interdependentes em termos de crescimento, ou seja, as microrregiões do *cluster* tipo alto-Alto têm influenciado o aumento no padrão tecnológico representado pelo número de tratores nas microrregiões vizinhas.

Destaca-se que as Figuras 1 e 2 são semelhantes às Figuras 7 e 8 abaixo, esboçando que aumentos nas proporções de utilização da terra tendem a elevar o número de tratores. Por outro lado, a composição dos trabalhadores com laços de parentesco observada nas Figuras 5 e 6 esboçam que há certo grau de relação inversamente proporcional entre esta e a variável número de tratores, isto é, incrementos marginais de uma ocasionam redução da utilização da outra. Estas relações cruzadas das variáveis estudadas serão abordadas a seguir, utilizando-se desta mesma metodologia de análise.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

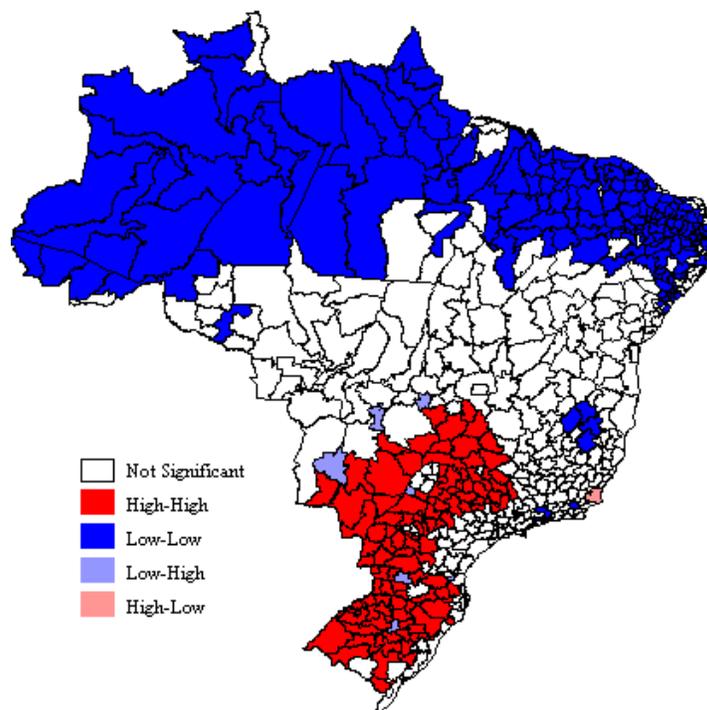


Figura 7: Mapa de clusters espaciais de tratores em 1996.

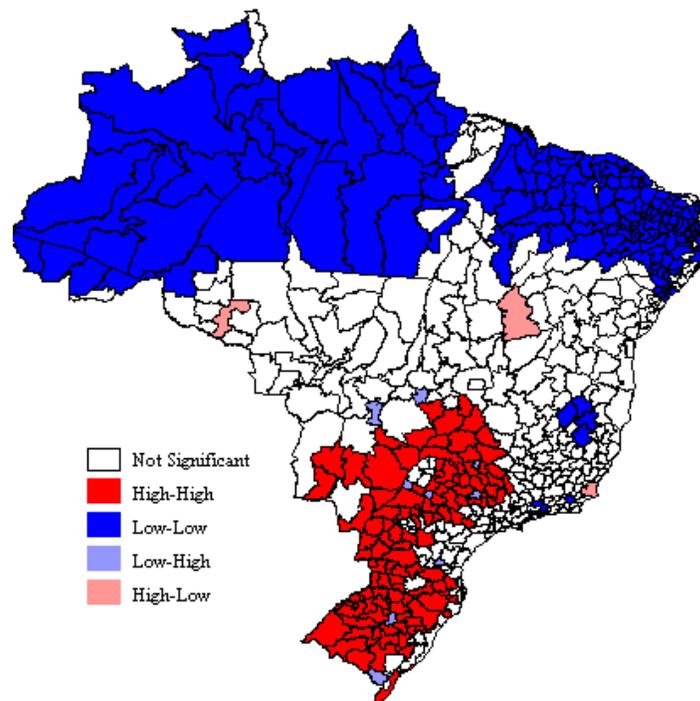


Figura 8: Mapa de clusters espaciais de tratores em 2006 com seus respectivos vizinhos em 1996.



Para fins de investigação, a Tabela 3 reporta os coeficientes de autocorrelação global multivariado do cruzamento das variáveis analisadas. A idéia subjacente é verificar se existem padrões de dependência espacial entre variáveis diferentes ao longo do período analisado.

Dentre as características observadas, inicialmente, pode-se destacar as relações inversas ocorrida entre a variável trabalhadores com laços de parentesco com tratores e área total utilizada. A primeira destaca a relação inversa entre microrregiões que em 2006 possuem alto uso de tratores e em 1996 eram circundadas por regiões com baixo número de trabalhadores com laços de parentescos. Ou seja, regiões que em 1996 eram altamente caracterizadas por estruturas familiares, em 2006 possuíam vizinhança com baixa utilização de capital. Similarmente, a interpretação da relação entre número de trabalhadores com laços de parentesco em 2006 e o uso de tratores nas regiões vizinhas em 1996, assemelhasse ao resultado anterior. Esta relação inversa entre as variáveis pode ser melhor visualizada comparando-se as Figuras 5 e 6 com as 7 e 8, pois Sudeste e Centro-Oeste demonstram intensidade em capital e poucas áreas de estruturas familiares em relação à média. Por outro lado, no Nordeste a agricultura familiar, caracterizada no grupo Alto-Alto, possui maior relevância, contudo, há um baixo número de tratores. A única exceção ao se defrontar tais figuras ocorre na região Sul cujo o número de tratores é alto, assim como o número de trabalhadores com laços de parentesco, o que equivale a dizer que as propriedades familiares são importantes em termos de aquisição de bens de capital. Da mesma forma, a relação inversa entre trabalhadores com laços de parentescos e a utilização de terra, indica que regiões em 2006 que possuem alto número de trabalhadores com laços de parentesco, em 1996 eram circundadas por microrregiões de pouca utilização de terras. Isto é, o grande número de unidades familiares tendeu a permanecer em locais onde a área utilizada era pequena em 1996. Confrontando as Figuras 5 e 6 com 1 e 2 respectivas às dinâmicas destas variáveis, confirma-se esta inversão em grande parte do país. Assim como no cruzamento entre tratores e número de trabalhadores com laços de parentesco, neste caso, percebe-se inversão entre as variáveis concentradas nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Norte e, novamente, no Sul, ambas se relacionaram positivamente. Vale ressaltar que na Região Norte, o número de trabalhadores com laços de parentesco não formou nenhum *cluster* espacial estatisticamente significativo, sendo assim, não se pode fazer nenhuma afirmação precisa a este respeito.

De forma contrária aos cruzamentos supracitados logo acima, verificou-se que há uma relação direta entre utilização da terra, tratores e trabalhadores sem laços de parentesco. A interpretação feita é que, de forma geral, microrregiões que em 2006, possuíam grande número de tratores e grande número de trabalhadores sem laços de parentesco, em 1996 possuíam eram circundadas por regiões com alto índice de área utilizada. De forma análoga, regiões que, em 2006, possuíam grande índice de área utilizada eram circundas, em 1996, por regiões com grande número de tratores e trabalhadores sem laços de parentesco. A interpretação feita é que regiões onde a utilização de terra é alta ou de forma análoga a agricultura é significativa, caracterizaram-se pelo uso intensivo de capital e alto grau de mão de obra contratada em



substituição à estrutura familiar. Observando-se as Figuras 1 e 2 (área total) com as 7 e 8 (tratores), percebe-se uma quase sobreposição dos mapas, o que significa dizer que a medida que se aumenta o uso da terra, aumenta-se proporcionalmente a intensidade na utilização de capital.

Tabela 3: Testes de Autocorrelação espacial cruzado global - I de Moran multivariado

Especificação	Estatística I de Moran	Valor esperado E[I]	Desv. Padrão	p-value
TRAT06 / w_PARE96	-0,0838	-0,0018	0,0183	0,001
TRAT06 / w_CONT96	-0,0247	-0,0018	0,0187	0,243
TRAT06 / w_ATOT96	0,3868	-0,0018	0,0204	0,001
CONT06 / w_TRAT96	0,0237	-0,0018	0,0195	0,371
CONT06 / w_ATOT96	0,0637	-0,0018	0,0181	0,001
PARE06 / w_TRAT96	-0,1149	-0,0018	0,0183	0,001
PARE06 / w_ATOT96	-0,0768	-0,0018	0,0188	0,001
ATOT06 / w_TRAT96	0,1975	-0,0018	0,0185	0,001
ATOT06 / w_PARE96	-0,0275	-0,0018	0,0187	0,142
ATOT06 / w_CONT96	0,0948	-0,0018	0,0193	0,001

Fonte: Resultados da pesquisa

ATOT = área total utilizada; CONT = número de trabalhadores sem laços de parentesco; PARE = número de trabalhadores com laços de parentesco; TRAT = número de tratores; w = matriz de pesos espaciais.

Quanto à relação entre capital e trabalho na forma de mão-de-obra contratada, a estatística I de Moran apresentou resultados não significativos. Assim, isto equivale a dizer que não se pode afirmar que as microrregiões com alto número de trabalhadores sem laços de parentesco em 2006 tenham sido precedidas de baixo número de tratores em 1996, como se sugere a teoria microeconômica de substituição de fatores e nem tampouco, o inverso, pois qualquer inferência a respeito desta relação poderia decair sobre um Erro Tipo I ou Erro Tipo II.

#### 4. CONCLUSÃO

Genericamente, pode-se concluir que há interdependência espacial entre as microrregiões brasileiras para todas as variáveis analisadas. Contudo, percebe-se que as variáveis área total utilizada e número de tratores, que são *proxys* de Terra e Capital, produzem padrões mais nítidos de correlação espacial do que o número de trabalhadores sem laços de parentesco, *proxy* de mão-de-obra contratada. Além disso, as relações espaciais das microrregiões quanto ao número de trabalhadores com laços de parentesco (mão-de-obra familiar) não somente evidenciaram padrões espaciais nítidos como também relacionam-se inversamente à Terra e Capital.



Outra questão importante é que para nenhuma das variáveis analisadas verificou-se a identificação de novos *clusters* durante o período. O que ocorreu foi uma modificação na dinâmica do setor agrícola como, por exemplo, a redução na área total utilizada média das microrregiões, fazendo com que algumas microrregiões migrassem do agrupamento Alto-Alto para Baixo-Alto. Além disso, houve a incorporação de algumas microrregiões aos *clusters* já existentes, o que, por sua vez, significa que a manutenção de tais padrões tem influenciado as microrregiões vizinhas a convergirem para uma dinâmica semelhante aos seus próximos.

Ao verificar-se as relações espaciais entre as quatro diferentes variáveis, chegou-se a conclusão de que a mão-de-obra familiar varia inversamente à ao montante da área utilizada e ao fluxo de capital. Por outro lado, terra e capital relacionam-se positivamente. Quanto à relação entre capital e trabalho na forma de mão-de-obra contratada, não se verificou padrões espaciais nítidos, pois as estatísticas resultaram em valores não significativos, logo, não se pode fazer nenhuma inferência exata sobre isto.

De modo geral, houve uma manutenção dos padrões espaciais nas microrregiões para as suas circunvizinhas, além de uma modesta expansão do número de microrregiões agrupadas nos *clusters*, assim, conclui-se que, ao longo do tempo, estes padrões espaciais não somente tendem a se cristalizar como também espera-se uma expansão gradativa dos agrupamentos, uma vez que, a incorporação de uma microrregião à determinado *cluster*, tende a influenciar suas circunvizinhas futuramente, possibilitando uma difusão das características pelas quais justificaram a formação de tal agrupamento. Portanto, se, por exemplo, forem incrementadas novas políticas de fortalecimento da agricultura familiar em um determinado local, espera-se que, num período posterior, suas vizinhanças próximas também tenha se beneficiado de tal fortalecimento. O mesmo vale para terra, capital e mão-de-obra contratada.

## 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association - LISA. **Geographical Analysis**, vol. 27, n.2, p.:91-115, 1995.
- ALMEIDA, E. S. **Curso de Econometria Espacial Aplicada**. Piracicaba; ESALQ-USP, 2004. 128 p. (Mimeo).
- ANSELIN, L.; BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH A.; GILES, D. E. (eds.). **Handbook of Applied Economic Statistics**. New York. Marcel Dekker, 1998. p. 237-289.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário de 1995/1996**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 08 de Fevereiro de 2008.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário de 2006**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 8 de Fevereiro de 2008.

OLIVEIRA, A. U. et al. **O agronegócio x a agricultura familiar e a reforma agrária**. Brasília: Secretaria Operativa, 2004. 103p.