



## Distribuição espacial da produtividade da soja no Rio Grande do Sul: um estudo exploratório

Vinicius Gonçalves Vidigal<sup>1\*</sup>, Cláudia Bueno Rocha Vidigal<sup>2</sup> e José Luiz Parré<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Economia, Universidade Estadual do Paraná, Av. Comendador Norberto Marcondes, 733, 87302-060, Campo Mourão, Paraná, Brasil. <sup>2</sup>Departamento de Economia, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, Paraná, Brasil. \*Autor para correspondência. E-mail: [viniciusgv@gmail.com](mailto:viniciusgv@gmail.com)

**RESUMO.** As culturas agrícolas dependem de recursos naturais concentrados no espaço geográfico, o que reforça a ideia de que a produção ocorre na forma de agrupamentos (*clusters*), espalhados pelo espaço econômico. Dada a relevância da cultura da soja, especialmente para o Estado do Rio Grande do Sul, assim como a importância de estudos que tratem do padrão de localização da produção agrícola, o presente trabalho teve por objetivo analisar a disposição espacial da produtividade da soja nos municípios do Rio Grande do Sul no período entre 1990 e 2013. Utilizou-se como instrumental metodológico a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Os principais resultados demonstram que, entre 1990 e 2013, as maiores produtividades médias se encontravam nos municípios da região Norte do estado, com exceção do ano de 2005, enquanto os municípios com maior produtividade se localizavam na região Sul. A análise dos mapas de *clusters* confirma tal resultado e, juntamente da estatística I de Moran, demonstra a existência de autocorrelação espacial positiva entre os municípios do Rio Grande do Sul.

**Palavras-chave:** produção agrícola; autocorrelação espacial; clusters.

### Spacial distribution of soybean productivity in state Rio Grande do Sul: an exploratory study

**ABSTRACT.** Crops depend on natural resources concentrated in the geographic space, which reinforces the idea that production occurs in clusters throughout the economic space. Given the importance of the soybean crop, especially for the State of Rio Grande do Sul, as well as the importance of studies that address the location pattern of agricultural production, the objective of the present study is to analyze the spatial distribution of the soybean productivity in the municipalities of the state of Rio Grande do Sul in the period between 1995 and 2013. Thus, the Exploratory Analysis of Spatial Data was used as a methodological basis. The main results show that, between 1990 and 2013, the highest average yields were located in the North region of the state, except for the year of 2005, when that was observed in the South region. The cluster maps confirm that result and, along with Moran's I statistics, point to the existence of positive spatial autocorrelation among Rio Grande do Sul's municipalities.

**Keywords:** agricultural production; spatial autocorrelation; clusters.

### Introdução

O setor agrícola pode ser visto como um dos elementos relevantes para a consolidação da estabilização da economia brasileira, devido ao amplo efeito multiplicador do complexo agroindustrial sobre o Produto Interno Bruto (PIB), além da grande contribuição dos produtos agrícolas para a balança comercial e, também, para o controle da inflação (Silva, 2004). Nas últimas décadas, o principal produto agrícola do Brasil, cultivado no Estado do Rio Grande do Sul, tem sido a soja. O valor da produção do grão no país é o maior entre todas as lavouras, respondendo, em 2013, por 28,1% do valor total (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE], 2016).

No entanto, inexistem na literatura atual trabalhos que utilizem instrumental analítico suficientemente rigoroso para identificar padrões de localização espacial da cultura da soja, sobretudo no Rio Grande do Sul. O fenômeno da dependência espacial, segundo Almeida (2005), faz-se muito presente na agricultura. As condições inerentes ao cultivo permitem aos produtores reconhecer o que as propriedades vizinhas estão produzindo, fato que pode influenciar suas decisões. Afora isto, as culturas agrícolas dependem de recursos naturais concentrados no espaço geográfico, reforçando a ideia de que a produção ocorre na forma de agrupamentos (*clusters*) espalhados pelo espaço econômico. Dessa forma, a identificação do padrão

de localização da produção de soja no Rio Grande do Sul mostra-se fundamental para a compreensão de sua estrutura espacial, subsidiando a tomada de decisões, principalmente, por parte dos formuladores de políticas de apoio ao setor naquele estado.

Diversos estudos têm sido realizados com a finalidade de detectar a presença de associação espacial entre produtividades agrícolas em várias regiões do Brasil e de identificar a formação de *clusters* espaciais, utilizando-se da Análise Exploratória de Dados Espaciais. Entre eles, pode-se citar: Perobelli, Almeida, Alvim, e Ferreira (2007), que analisaram a produtividade do setor agrícola brasileiro; Souza e Perobelli (2007) que, por meio da análise espacial, investigaram a concentração produtiva do café no Brasil; Rocha e Parré (2009), que estudaram o setor agropecuário do Rio Grande do Sul; Vidigal, Gomes, Vidigal, e Silveira (2011), que avaliaram a distribuição espacial da produtividade da cana-de-açúcar em Minas Gerais; e, mais recentemente, Felema, Medeiros, Ferreira, Camara, e Nascimento (2016) e Silva, Camara, e Telles (2016) utilizaram a abordagem espacial para analisar espacialmente produtos do setor agropecuário do Paraná, tais como feijão, milho, soja e leite.

O presente estudo contribui para a literatura sobre o tema com a identificação da disposição espacial da produtividade da soja nos municípios do Rio Grande do Sul entre 1995 e 2013, período suficientemente longo para abranger diferentes cenários econômicos e possíveis choques que tenham afetado aquele setor. Diante do exposto, analisa-se, por meio da análise exploratória de dados espaciais, a existência de aleatoriedade das observações, assim como a associação espacial entre as produtividades dos municípios gaúchos, ou seja, a formação de *clusters* espaciais de produtividade.

Este trabalho está estruturado como segue: além desta introdução, a seção 2 traz uma breve contextualização da cultura da soja no Estado do Rio Grande do Sul. A seção seguinte descreve a metodologia e os dados utilizados. Os resultados são apresentados e discutidos na seção 4, seguidos das considerações finais do trabalho na seção seguinte.

### **A Cultura da soja no Rio Grande do Sul**

O cultivo da soja tem sua origem na Ásia, tendo surgido inicialmente em planícies da China central. A cultura foi disseminada por todo aquele continente e, há aproximadamente três mil anos, vem sendo parte da alimentação de diversos povos. No continente americano, sua introdução se deu nos

Estados Unidos e, a partir de então, sua produção espalhou-se para diversas partes do mundo.

No Brasil, a lavoura de soja teve início no século XX no Estado de São Paulo, sendo que, a partir da década de 1960, passou a se concentrar nos estados da Região Sul do país (Sereia, Nogueira, & Camara, 2002). A sua forte expansão nesses estados, sobretudo no Rio Grande do Sul, mantém relação estreita com a modernização da agricultura encetada especialmente na década de 1970, a qual se baseou na política nacional de crédito rural da década anterior. O processo de modernização da agricultura, que incentivava o cultivo das então denominadas 'culturas modernas' (soja e trigo), somado às condições favoráveis de clima, solo e relevo, permitiram a expansão da produção da soja, a qual demandava grandes extensões de terra e ampla utilização de insumos e máquinas agrícolas.

O Estado do Rio Grande do Sul manteve-se, desde então, como um dos principais produtores nacionais de soja. Entretanto, a partir da década de 1980, com a expansão da fronteira agrícola sobre o cerrado, houve redução da participação do estado na produção nacional. Segundo o IBGE (2016), o Rio Grande do Sul foi responsável, em 2013, por 15,6% da quantidade do grão produzido no Brasil, atrás apenas de Mato Grosso (28,7%) e do Paraná (19,5%). Ademais, a soja mostra-se como a mais importante cultura para o estado, uma vez que correspondeu a 40,2% do valor total da produção agrícola naquele mesmo ano, seguida pelo arroz (17,7%), fumo (10,0%), milho (8,2%) e trigo (7,0%). Além disso, em termos de comércio exterior, as exportações de grãos de soja equivaleram a 16,8% do total exportado no mesmo período, sendo o principal produto de exportação do estado (Brasil, 2016).

## **Metodologia**

### **Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)**

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE), conforme Almeida (2004), contribui para a identificação da existência de padrões de associação espacial ou de agrupamentos (*clusters*), além da presença de observações discrepantes (*outliers*), permitindo, assim, uma descrição da distribuição espacial dos dados. O mesmo ressalta que é necessária a utilização de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, aquelas que são expressas em termos de algum indicador de intensidade, tais como área, população, quantidade de trabalho ou de capital. Considera-se, dessa forma, possíveis efeitos de aglomeração, de vizinhança e/ou congestão, relacionados ao fenômeno analisado.

Essa abordagem permite, por meio de métodos quantitativos, a obtenção de medidas de autocorrelação espacial global e local definidas a seguir.

#### Associação espacial global

A AEDE testa a hipótese de distribuição aleatória dos dados espaciais, ou seja, de que não existe dependência dos valores de uma variável de uma região em relação aos valores da mesma variável em outra localidade. A principal medida utilizada na literatura sobre o tema é a estatística I de Moran (1948, 1950)<sup>1</sup>, cuja hipótese nula é a de aleatoriedade espacial, permitindo, portanto, verificar a presença de autocorrelação espacial.

A estatística I de Moran pode ser expressa como segue (Almeida, 2004) a Equação 1:

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

em que, no caso deste estudo,  $n$  é o número de municípios do Rio Grande do Sul,  $y_i$  é a produtividade da soja e  $w_{ij}$  é o peso espacial para os municípios  $i$  e  $j$ , o qual mede o grau de interação entre tais municípios.

O  $I$  de Moran possui um valor esperado igual a  $[E(I) = -1/(n-1)]$ , de forma que valores calculados de  $I$  que estejam acima do valor esperado indicam a presença de autocorrelação espacial positiva, enquanto valores estimados inferiores ao valor esperado constituem indícios de autocorrelação negativa.

Um resultado apontando para autocorrelação positiva significaria, neste estudo, uma similaridade entre os valores de produtividade da soja e da localização espacial da mesma. Alternativamente, uma autocorrelação negativa indicaria uma dissimilaridade entre produtividade e sua localização. Portanto, tal como explicado por Almeida (2004), a identificação de autocorrelação positiva implicaria que municípios com alta (baixa) produtividade da soja tendem a ser rodeados por outros também com alta (baixa) produtividade. Um resultado apontando para autocorrelação negativa indicaria, por outro lado, que municípios com alta (baixa) produtividade da soja são circundados por outros com baixa (alta) produtividade.

#### Associação espacial local

Segundo Anselin (1995), a indicação de padrões locais de associação espacial pode estar em

conformidade com uma indicação global. No entanto, isso não necessariamente ocorre em todos os casos. É bastante possível que um padrão local não seja captado por um indicador global ou, ainda, que alguns padrões locais se deem em direção oposta à tendência espacial global. O autor define, então, um indicador local de associação espacial – a estatística local de Moran, para uma observação  $i$  – baseado na decomposição do  $I$  de Moran global apresentado na seção anterior, o qual pode ser definido conforme a Equação 2:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (2)$$

em que as observações  $z_i$  e  $z_j$  são expressas em termos de desvios da média, o somatório em  $j$  se dá de forma que apenas valores vizinhos  $j \in J_i$  são incluídos e, como anteriormente,  $w_{ij}$  é o peso espacial para os municípios  $i$  e  $j$ .

O valor esperado do  $I$  de Moran local, aquele sob a hipótese nula de ausência de associação espacial, é dado por  $E[I_i] = -w_i/(n-1)$ , em que  $w_i$  é a soma dos elementos da linha.

#### Digrama de dispersão de Moran

Uma abordagem bastante útil para o estudo da associação espacial, e que se emprega neste trabalho, é aquela baseada no diagrama de dispersão de Moran, o qual plota a defasagem espacial da variável de interesse ( $Wy$ , a média da mesma em localidades vizinhas) contra a própria variável de interesse ( $y$ , no eixo horizontal). Assim, a inclinação da linha de regressão de  $Wy$  contra  $y$  corresponde à estatística  $I$  de Moran, de forma que um coeficiente positivo consiste em evidência de autocorrelação espacial positiva enquanto um coeficiente negativo indica autocorrelação espacial negativa (Almeida, 2004).

O diagrama de dispersão permite identificar agrupamentos (*clusters*) de acordo com os seus quatro quadrantes, os quais correspondem a quatro padrões de associação espacial. Unidades espaciais (municípios, no caso deste estudo) encontradas no primeiro quadrante do diagrama pertencem a um agrupamento do tipo alto-alto (AA), ou seja, são localidades que apresentam altos valores da variável de interesse que são circundadas por outras localidades também com altos valores para essa mesma variável. De maneira similar, observações localizadas no terceiro quadrante correspondem a agrupamentos do tipo baixo-baixo (BB) onde, intuitivamente, tem-se localidades com baixos valores para a variável de interesse rodeadas por outras também com baixos valores.

<sup>1</sup>Uma outra medida também utilizada na literatura é o C de Geary. No entanto, Cliff e Ord (1975, 1981) demonstram que a estatística I de Moran mostra-se consistentemente mais poderosa que a anterior.

Alternativamente, observações encontradas no segundo quadrante pertencem a um agrupamento do tipo baixo-alto (BA), em que localidades com baixos valores são circundadas por outras com altos valores. E, por fim, no quarto quadrante encontram-se agrupamentos do tipo alto-baixo (AB), onde se tem localidades que apresentam altos valores para a variável em questão, mas cujos vizinhos possuem baixos valores para a mesma variável.

A classificação acima permite, portanto, inferir que os agrupamentos de municípios que ocorrem nos quadrantes correspondentes aos tipos AA e BB apontam para autocorrelação espacial positiva, enquanto aqueles presentes nos quadrantes dos tipos BA e AB estão associados a uma autocorrelação espacial negativa.

Uma última ferramenta utilizada é a representação dos resultados do diagrama de dispersão de Moran na forma de mapas de *clusters*. Mais especificamente, os resultados de *I* de Moran local são apresentados por meio de mapas políticos, o que permite restringir-se apenas aos *clusters* (agrupamentos) estatisticamente significativos.

#### Determinação da matriz de pesos espaciais

A AEDE requer, como demonstrado anteriormente, a determinação da matriz de pesos espaciais ( $W$ ) a ser utilizada, ou seja, qual matriz será utilizada para expressar a estrutura espacial dos dados. O presente estudo utiliza várias matrizes diferentes, tais como a dos  $k$  vizinhos mais próximos, além das matrizes dos tipos torre e rainha, como forma de testar a robustez dos resultados (Le Gallo & Ertur, 2003).

#### Descrição das variáveis e fonte de dados

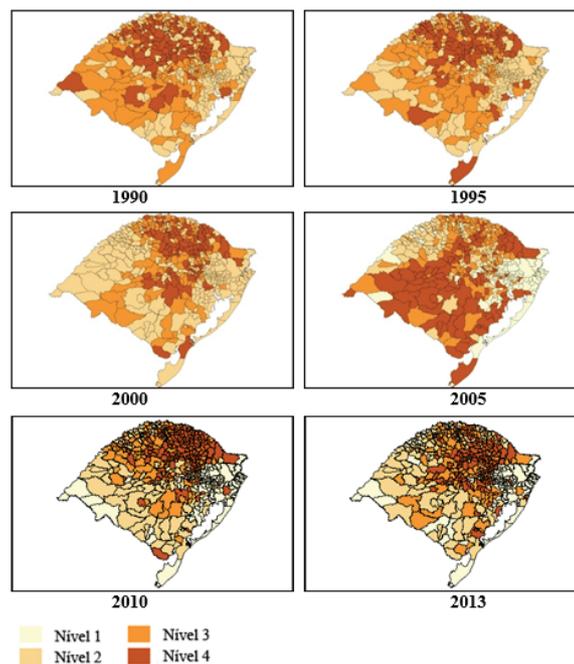
Como forma de analisar o padrão de associação espacial dos municípios gaúchos em termos da produção de soja, definiu-se um indicador de produtividade média, correspondente ao resultado da divisão entre a quantidade produzida (toneladas) e a área plantada (hectares). Atende-se, assim, ao critério de se empregar uma variável espacialmente intensiva, a qual também foi normalizada, tendo, portanto, média zero e variância igual a unidade.

Os dados de quantidade produzida e área plantada de soja de todos os municípios do Estado do Rio Grande do Sul referem-se a anos do período de 1990 a 2013 e têm como fonte a pesquisa de Produção Agrícola Municipal do IBGE (2016).

#### Resultados e discussão

A análise exploratória de dados espaciais teve início com a verificação da distribuição da

produtividade média da soja nos municípios do Rio Grande do Sul. Essa distribuição, de acordo com a Figura 1, mostrou-se não homogênea ao longo do período da análise. Em 1990 e 1995, os municípios com maior produtividade encontravam-se nas regiões Sul e, principalmente, na região Norte<sup>2</sup> do estado. Nessa última região, os mais importantes municípios produtores foram Palmeira das Missões, Tupanciretã, Giruá, Cruz Alta, Santa Bárbara do Sul, Ijuí e Carazinho.



**Figura 1.** Mapas de distribuição da produtividade média da soja no Rio Grande do Sul – 1990 a 2013. Fonte: Elaboração dos autores. Nota: O nível 4 da escala refere-se aos municípios de maior produtividade e, em ordem decrescente, no nível 1 estão os de menor produtividade.

No ano de 2000, tem-se uma concentração maior dos municípios mais produtivos na região Norte e, em 2005, por outro lado, observa-se um ‘deslocamento’ pontual da elevada produtividade para a região Sul do estado. A esse movimento atribuem-se duas razões, as quais determinaram alterações na produtividade média da soja nas diferentes regiões, a partir de mudanças na quantidade produzida.

A primeira delas refere-se ao forte incremento na produção de soja observado nos municípios da região Sul do estado, os quais expandiram as áreas destinadas ao cultivo do grão, mas, sobretudo, elevaram em muito as quantidades produzidas, ou seja, elevando sua dedicação à soja em detrimento da

<sup>2</sup>Utiliza-se a classificação das regiões do Rio Grande do Sul elaborada por Alonso et al. (1994), a qual apresenta o estado dividido em três regiões: Norte, Nordeste e Sul.

pecuária bovina, por exemplo. Esta última consiste em uma tradicional atividade produtiva da região Sul, porém, após alguns anos de crescimento, houve redução do rebanho bovino. Vários municípios dessa região apresentaram forte aumento da produção de soja entre 2000 e 2005 e foram, nesse último ano, uns dos maiores produtores do estado. Entre eles estão São Gabriel, São Sepé, Rosário do Sul, Alegrete, São Francisco de Assis e Manoel Viana. A observação da participação relativa na quantidade produzida de soja das mesorregiões geográficas do estado confirma esse quadro. A mesorregião Noroeste Rio-grandense foi responsável, nos anos de 1990, 1995 e 2000, por aproximadamente 80% da produção gaúcha de soja. Entretanto, no ano de 2005, sua participação cai para 57,5%, ao passo que a mesorregião Sudoeste Rio-grandense passa a contribuir com 10,6% da produção, frente aos 3% dos anos anteriores (IBGE, 2016).

Ademais, a região Norte do Rio Grande do Sul é aquela onde se encontram os municípios mais importantes na produção de soja ao longo de todo o período estudado. Entretanto, entre 2000 e 2005, verificou-se uma abrupta redução da quantidade produzida nessa região, ocasionada, sobretudo, pela forte estiagem que atingiu a localidade em 2004 e 2005.

Diversos municípios que figuravam entre os maiores produtores apresentaram quedas na produção em 2005, conjugadas, em alguns casos, com ampliação da área plantada. Entre os grandes produtores da região Norte que apresentaram quedas significativas estão Cruz Alta, Palmeira das Missões, Santa Bárbara do Sul, Tupanciretã, Júlio de Castilhos, Carazinho, Chapada, Passo Fundo, Ijuí, Ibirubá e Lagoa Vermelha.

Conforme destacado anteriormente, o baixo nível de precipitação no período de cultivo da soja (verão), época do ano com maior volume de chuvas, foi o fator determinante para a queda da produção e, conseqüentemente, da produtividade. O Norte do estado caracteriza-se por ser uma região com elevada precipitação média anual (1800 a 2000 mm), o que favorece o plantio de soja em condições de normalidade climática (SEMC, 2002). No entanto, o período de estiagem pelo qual passou a região em 2004 e 2005 provocou perdas substanciais na produção do grão. A quebra da safra no Norte resultou, no estado como um todo, em produção aproximadamente 50% menor, entre 2000 e 2005, e 55% inferior entre 2000 e o ano imediatamente anterior (IBGE, 2016).

A análise da produtividade média da soja, considerando a presença de municípios tidos como *outliers*, ou seja, aqueles com valores discrepantes do

restante do estado, aponta que não há nenhum município com essa característica, exceto por um *outlier* alto no ano de 2005. Essa observação exerce uma influência espúria sobre a medida global de autocorrelação, o que corresponde a uma observação que se situa muito acima das demais. O município considerado *outlier* alto está situado na região Nordeste do estado e trata-se de Viamão, um município cuja produtividade da soja foi bastante superior à dos demais. O que se observa é que Viamão integra a Região Metropolitana de Porto Alegre e, assim como a maior parte dos centros urbanos brasileiros, tem o setor de serviços e a indústria como principais segmentos da economia (IBGE, 2015). Segundo o IBGE (2016), não há indícios de plantio de soja no município em 2000, porém, em 2005 passa-se a ter a presença de uma reduzida área plantada, mas que produziu quantidade significativa. O cultivo em uma área reduzida pode ter favorecido a tão elevada produtividade da soja em Viamão, colocando-o, assim, como um *outlier* alto no ano de 2005.

Uma vez conduzida a verificação do comportamento da produtividade média da soja por meio da visualização de mapas, faz-se necessário o aprofundamento dessa observação. Destarte, segue-se com a realização de testes de aleatoriedade, como forma de analisar a tendência geral dos agrupamentos dos dados.

### I de Moran global

A associação espacial entre eventos pode ser examinada por meio da estatística *I* de Moran, mostrando o grau de associação espacial global. Os valores dessa estatística que excedem o *I* de Moran calculado indicam a presença de autocorrelação espacial positiva, enquanto que valores abaixo do valor esperado apontam autocorrelação negativa (Pimentel, Almeida, & Sabbadini, 2005).

No presente trabalho, a ocorrência de autocorrelação positiva significa que os municípios que apresentam alta (baixa) produtividade de soja são circundados por outros municípios que também possuem valores altos (baixos) para essa mesma variável. Por outro lado, quando o *I* de Moran detecta autocorrelação negativa, significa que os municípios com alta (baixa) produtividade média são vizinhos de municípios com baixo (alto) valor para este indicador.

O cálculo do *I* de Moran esperado [ $E(I) = -1/n-1$ ], equivalente ao valor que se obteria caso não houvesse padrão espacial nos dados, resultou em um valor igual a -0,002. O resultado obtido deve ser comparado com os coeficientes calculados a seguir, determinando a tendência geral de agrupamento

existente entre as produtividades de soja nos municípios gaúchos.

A Tabela 1 mostra que a estatística  $I$  de Moran, calculada a partir de diferentes matrizes de peso, leva ao mesmo resultado em relação ao sinal e à significância da autocorrelação espacial. Portanto, seguindo o que propõem Le Gallo e Ertur (2003), os resultados são robustos em relação à escolha da matriz de pesos espaciais. Uma vez que a matriz Torre foi aquela que proporcionou, em geral, o maior  $I$  de Moran, as análises subsequentes se baseiam nessa matriz de peso espacial.

**Tabela 1.** Coeficiente de  $I$  de Moran para a produtividade média da soja no Rio Grande do Sul, a partir de diferentes matrizes de pesos espaciais – 1990 a 2013.

Ano	5 vizinhos	10 vizinhos	15 vizinhos	Rainha	Torre
1990	0,2078	0,1941	0,1724	0,2102	0,2110
1995	0,3974	0,3842	0,3750	0,3812	0,3829
2000	0,5056	0,4736	0,4539	0,5100	0,5111
2005	0,3258	0,3085	0,2894	0,3557	0,3569
2010	0,7483	0,7173	0,6991	0,7520	0,7517
2013	0,6840	0,6581	0,6453	0,6674	0,6679

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; significativos ao nível de 1%.

Os resultados do  $I$  de Moran, com base na matriz Torre, estão apresentados na Tabela 2, assim como estão o desvio-padrão e o  $z$ -value, com o intuito de testar a significância estatística. Como pode ser verificado, tem-se indício de existência de autocorrelação positiva entre os municípios ao nível de significância estatística de 1%, uma vez que o valor da estatística  $I$  para todos os anos encontra-se acima do valor do  $I$  de Moran esperado.

**Tabela 2.** Coeficiente de  $I$  de Moran para a produtividade média da soja no Rio Grande do Sul – 1990 a 2013.

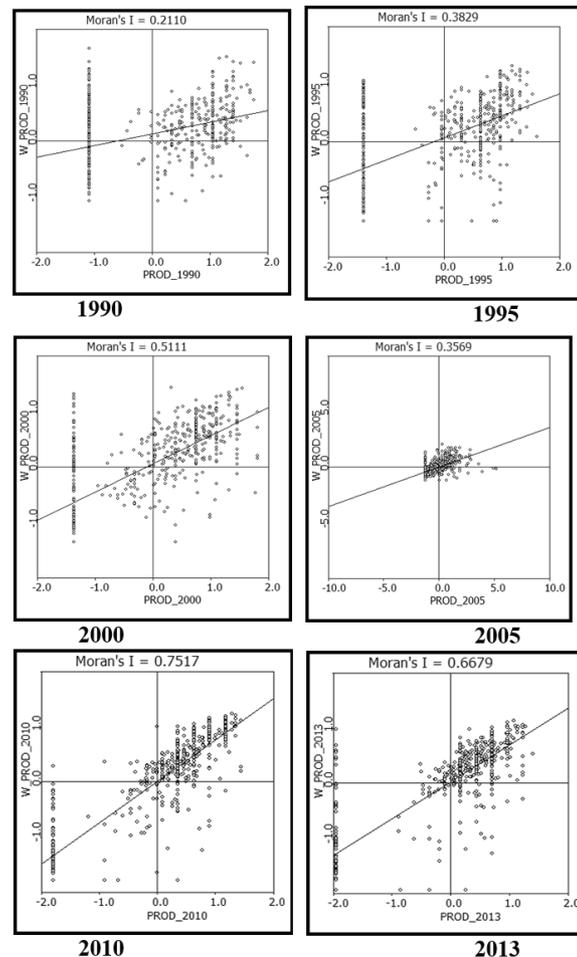
Ano	$I$ de Moran	Média	Desvio Padrão	$z$ -value
1990	0,2110	-0,0022	0,0270	7,8963
1995	0,3829	-0,0027	0,0286	13,4825
2000	0,5111	-0,0014	0,0277	18,5018
2005	0,3569	-0,0023	0,0272	13,2060
2010	0,7517	-0,0022	0,0279	27,0215
2013	0,6679	-0,0024	0,0271	24,7343

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; valores significativos ao nível de 1%.

Um passo complementar à análise do  $I$  de Moran refere-se ao diagrama de dispersão de Moran, o qual revela, de fato, padrões locais de associação espacial, alocando as observações em quadrantes conforme a distribuição da produtividade entre os municípios. A Figura 2 apresenta os diagramas de dispersão de Moran trazendo, no eixo horizontal, a produtividade média para cada um dos anos da análise e, no eixo vertical, a defasagem espacial (*lag*) da variável de interesse (produtividade média) para esses anos.

Os valores de  $I$  de Moran (Tabela 2), que apontam a existência de autocorrelação positiva, são confirmados pela dispersão das produtividades dos

municípios demonstradas nos diagramas. A maior parte dos municípios pode ser localizada no primeiro quadrante (alto-alto) dos diagramas. Ressalta-se que, no ano de 2005, os desvios se mostraram menores e os municípios se concentraram no primeiro e terceiro quadrantes confirmando, assim, a existência de autocorrelação espacial positiva. Além disso, esses resultados atendem à necessidade de a inclinação da curva contida no diagrama ser positiva, de modo a se ter autocorrelação espacial (Perobelli et al., 2007).



**Figura 2.** Diagramas de dispersão de Moran para a produtividade da soja no Estado do Rio Grande do Sul – 1990 a 2013. Fonte: Elaboração dos autores.

### **I de Moran local**

A continuidade da AEDE deve-se dar com o cálculo do índice  $I$  de Moran local, pois, conforme destacado anteriormente, o coeficiente de autocorrelação espacial global pode ocultar padrões locais de autocorrelação espacial. A maneira mais evidente de especificação da estatística se dá por meio do mapa de *clusters*, que combina informações do mapa de dispersão de Moran e do mapa de significância das medidas de associação local.

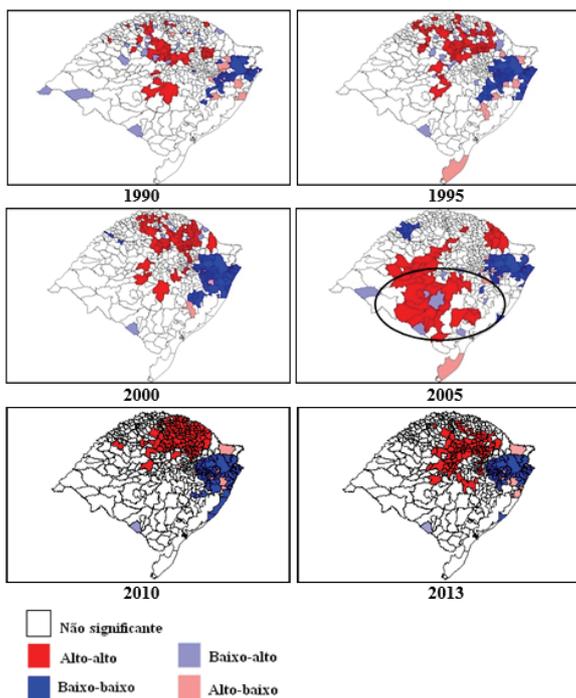
A formação dos *clusters* de produtividade demonstra que, em 1990, a maior parte dos municípios estava distribuída entre aqueles do tipo alto-alto (AA) e baixo-baixo (BB). Até o ano 2000, houve aumento no número de municípios nesses dois *clusters* e redução daqueles que não faziam parte de nenhum agrupamento. Apesar de em 2005 ocorrer um elevado aumento de municípios em *clusters* não significantes e redução do número daqueles em *clusters* AA, não há ao longo do período de análise alteração significativa na tendência de crescimento do número de municípios nos *clusters* dos tipos AA e BB (Tabela 3).

**Tabela 3.** Distribuição dos municípios entre os *clusters* da produtividade média da soja no Estado do Rio Grande do Sul – 1990 a 2013.

Cluster	1990	1995	2000	2005	2010	2013
AA	45	85	95	54	115	102
BB	39	73	85	70	90	81
BA	29	19	12	7	1	3
AB	9	7	6	8	7	6
Não significativa	374	312	298	357	283	304
Total	496	496	496	496	496	496

Fonte: Elaboração dos autores.

Os *clusters* que possuem significância estatística para o I de Moran local, considerando a produtividade da soja nos municípios do Rio Grande do Sul, são apresentados na Figura 3.



**Figura 3.** Mapas de *clusters* da produtividade média da soja no Estado do Rio Grande do Sul – 1990 a 2013. Fonte: Elaboração dos autores.

Por meio da Figura 3 é possível verificar uma mudança na formação de *clusters* durante os anos

analisados. No ano de 1990, verifica-se a formação de três pequenos *clusters*, dois do tipo AA, situados na parte central do estado e outro do tipo BB, na região Nordeste. Deve-se destacar que os dois primeiros *clusters* são compostos por municípios de pequena extensão territorial, porém de elevada produtividade média para o cultivo da soja. Como característica desse tipo de *cluster*, esses municípios são circundados por outros que também possuem elevada produtividade. O *cluster* do tipo BB é formado por municípios como São Francisco de Paula, Jaquirana, Taquara, Maquine, dentre outros, os quais, excetuando os dois primeiros, possuem pequena extensão territorial. De acordo com Alonso, Benetti, e Bandeira (1994), a região em que se encontram tais municípios é caracterizada pela presença de vários setores industriais, além de grandes concentrações urbanas, o que auxilia na explicação da formação de um *cluster* cuja propriedade é de municípios com baixa produtividade para a soja circundados por municípios com esta mesma característica.

No ano de 1995, o que se observou foi a formação de dois grandes *clusters*, um do tipo AA, na região Norte do estado, e outro do tipo BB, na região Nordeste. Esta formação se manteve em 2000, salvo pequenas alterações. O período até então analisado foi bastante estudado em trabalhos relativamente recentes, como o de Melo, Fontana, e Berlato (2004); Batista, Silveira, e Alves (2006); e Jansen e Waquil (2002). No entanto, estes não analisam o período posterior, que abarca, por exemplo, o ano de 2005, no qual houve uma considerável mudança no que tange à formação de *clusters* para a produtividade da soja no estado. O que se verifica em 2005 é a permanência de um *cluster* no tipo BB na região Nordeste, a presença de um pequeno *cluster* do tipo AA na região Nordeste e outro de tamanho considerável na região Sul. Este último evidencia uma mudança temporária no padrão de localização de municípios com elevada produtividade no cultivo da soja existente até então, corroborada pelos resultados divulgados pelo Atlas Socioeconômico do Rio Grande do Sul (Secretaria do Planejamento e Gestão do Rio Grande do Sul [Seplag-RS], 2009).

Como pode ser observado, os municípios que pertencem ao *cluster* do tipo AA situado na região Sul em 2005 possuem elevada extensão territorial, diferentemente do cenário observado nos demais períodos (anteriores e posteriores a 2005). Estes municípios, amplamente dedicados ao cultivo do arroz e à pecuária extensiva, apresentaram naquele ano um ganho excepcional de produtividade da soja, aproveitando-se do potencial de suas grandes

propriedades e de novas tecnologias empregadas na lavoura, além das condições favoráveis de solo e relevo. Cabe acrescentar ainda a considerável elevação ocorrida no investimento agrícola da mesorregião Sudoeste no período de 1996 a 2004, por meio da observação do estoque de crédito rural. O montante investido em 1996 foi de R\$8,5 bilhões, ao passo que em 2004 investiu-se R\$65,6 bilhões, uma elevação superior a 600% (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [Ipea-data], 2015). O maior investimento em máquinas e insumos, juntamente às condições climáticas do período (anos de 2004 e 2005), podem ter permitido o aumento da produtividade desses municípios e a formação de um novo *cluster* (Seplag-RS, 2009), identificado em 2005, em detrimento dos *clusters* do tipo AA observados na região Norte nos demais anos analisados.

No entanto, os resultados obtidos sugerem que o ganho de produtividade da soja no Sul do estado em 2005 foi um resultado temporário, o qual não foi constatado nos períodos posteriores. Destarte, a análise dos períodos subsequentes, evidenciada pelos mapas para os anos de 2010 e 2013, demonstra que a tendência de longo prazo aponta para a continuidade das presenças de um *cluster* do tipo BB no Nordeste do estado e de *clusters* do tipo AA nas regiões central e Norte do Rio Grande do Sul.

### Considerações finais

Considerando o objetivo do presente trabalho, que consistiu em analisar a disposição espacial da produtividade da soja nos municípios do Rio Grande do Sul no período entre 1990 e 2013, por meio da análise exploratória de dados espaciais, observou-se que a distribuição da produtividade média da soja nos municípios do Rio Grande do Sul não foi homogênea ao longo do período da análise.

Os valores de I de Moran Global para a produtividade da soja no período de 1990 a 2013 proporcionaram indício de existência de autocorrelação positiva entre os municípios. Tais valores foram confirmados pela dispersão das produtividades dos municípios demonstradas nos diagramas de dispersão de Moran.

A observação do I de Moran local, apresentado por meio do mapa de *clusters*, permitiu verificar uma mudança localizada e temporária na formação dos mesmos durante os anos analisados. No período de 1990 a 2013, com exceção do ano de 2005, verificou-se a formação de *clusters* do tipo alto-alto (AA) nas regiões central e Norte do estado, e de *cluster* tipo baixo-baixo (BB) na região Nordeste. No ano de 2005, ao passo que a região Norte mostrou uma abrupta redução da quantidade produzida em razão

das fortes estiagens de 2004 e 2005, a região Sul apresentou um *cluster* AA, compreendendo municípios de grande extensão territorial que tradicionalmente se dedicam ao plantio do arroz e à pecuária extensiva. O aumento de investimentos em máquinas e insumos, assim como o clima favorável, são fatores que possivelmente contribuíram para a inserção do cultivo da soja e elevação de sua produtividade na região naquele ano.

Diante do exposto, torna-se evidente o padrão de associação espacial e de agrupamento ao longo do período de análise, com destaque para os *clusters* de alta produtividade da soja na região Norte do Rio Grande do Sul. O conhecimento da configuração espacial da produtividade da soja fornece, portanto, subsídios para possíveis atuações de governos e instituições privadas na elaboração de políticas para o desenvolvimento do agronegócio no estado.

### Referências

- Almeida, E. S. (2004). *Curso de econometria espacial aplicada (Apostila)*. Piracicaba, SP: Esalq/USP.
- Almeida, E. S. (2005). Função de produção agropecuária espacial. In *Anais do XLI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural* (p. 1-18). Ribeirão Preto, SP. Recuperado de <http://www.sober.org.br/palestra/2/649.pdf>
- Alonso, J. A. F., Benetti, M. D., & Bandeira, P. S. (1994). *Crescimento econômico da região sul do Rio Grande do Sul: Causas e Perspectivas*. Porto Alegre, RS: FEE.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115. doi: 10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x
- Batista, I. M., Silveira, V. C. P., & Alves, F. D. (2006). As desigualdades econômicas regionais e o setor agropecuário do Rio Grande do Sul. In *Anais do XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural* (p. 1-22). Fortaleza, CE. Recuperado de <http://www.sober.org.br/palestra/5/305.pdf>
- Brasil. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. (2016). *AliceWeb*. Recuperado de <http://aliceweb.mdic.gov.br>
- Cliff, A. D., & Ord, J. K. (1975). The choice of a test for spatial autocorrelation. In J. C. Davies & M. J. McCullagh (Eds.), *Display and analysis of spatial data* (p. 54-77). London, GE: Wiley.
- Cliff, A. D., & Ord, J. K. (1981). *Spatial processes: models and applications*. London, GE: Pion.
- Felema, J., Medeiros, E. R., Ferreira, C. R., Camara, M. R. G., & Nascimento, S. P. (2016). Um estudo da produtividade do feijão, do milho e da soja na agricultura paranaense, nos anos de 2000 e 2010: uma análise espacial. *Ensaio FEE*, 36(4), 817-842.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE]. (2015). *PIB dos municípios*. Recuperado de <http://ibge.gov.br>

- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE]. (2016). *Produção agrícola municipal*. Recuperado de <http://ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pam/2013>
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [Ipea-data]. (2015). *Estoque de crédito rural: investimento agrícola*. Recuperado de <http://www.ipeadata.gov.br>
- Jansen, S. L., & Waquil, P. D. (2002). Identificação e caracterização das atividades agropecuárias nos municípios gaúchos: uma comparação com indicadores sócio-econômicos. In *Anais do 40º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural* (p. 1-20). Passo Fundo, RS.
- Le Gallo, J., & Ertur, C. (2003). Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. *Papers in Regional Science*, 82(2), 175-201. doi: 10.1111/j.1435-5597.2003.tb00010.x
- Melo, R. W., Fontana, D. C., & Berlato, M. A. (2004). Indicadores de produção de soja no Rio Grande do Sul comparados ao zoneamento agrícola. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 39(12), 1167-1175.
- Moran, P. A. P. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society*, 10(2), 243-251.
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1-2), 17-23. doi: 10.2307/2332142
- Perobelli, F. S., Almeida, E. S., Alvim, M. I. S., & Ferreira, P. G. C. A. (2007). Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. *Nova Economia*, 17(1), 65-91. doi: 10.1590/S0103-63512007000100003
- Pimentel, E. A., Almeida, L. O., & Sabbadini, R. (2005). Comportamento recente das exportações agrícolas no Brasil: uma análise espacial no âmbito dos estados. In *Anais do XLI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural* (p. 1-24). Ribeirão Preto, SP. Recuperado de <http://www.sober.org.br/palestra/2/901.pdf>
- Rocha, C. B., & Parré, J. L. (2009). Estudo da distribuição espacial do setor agropecuário do Rio Grande do Sul. *Análise Econômica*, 27(52), 139-160. doi: 10.22456/2176-5456.5159
- Secretaria do Planejamento e Gestão do Rio Grande do Sul [SEPLAG-RS]. (2009). *Atlas socioeconômico do Rio Grande do Sul*. Recuperado de <http://planejamento.rs.gov.br>
- Secretaria de Infra-Estrutura e Logística do Rio Grande do Sul [SEMC]. (2002). *Atlas eólico do Rio Grande do Sul*. Recuperado de <http://www.seinfra.rs.gov.br>
- Sereia, V. J., Nogueira, J. M., & Camara, M. R. G. (2002). As exportações paranaenses e a competitividade do complexo agroindustrial. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, 103, 45-59.
- Silva, L. H. A., Camara, M. R. G., & Telles, T. S. (2016). Evolução e distribuição espacial da produção de leite no estado do Paraná, Brasil. *Acta Scientiarum. Human and Social Sciences*, 38(1), 37-47. doi: 10.4025/actascihumansoc.v38i1.30006
- Silva, S. S. S. (2004). *Logística aplicada à colheita mecanizada de cereais*. (Dissertação de Mestrado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Souza, R. M., & Perobelli, F. S. (2007). Diagnóstico espacial da concentração produtiva do café no Brasil, no período de 1991 a 2003. *Revista de Economia e Agronegócio*, 5(3), 353-377. doi: 10.25070/rea.v5i3.109
- Vidigal, V. G., Gomes, M. F. M., Vidigal, C. B. R., & Silveira, G. F. (2011). Análise espacial da produtividade da cana-de-açúcar em Minas Gerais, 1990 a 2007. *Revista de Economia e Administração*, 10(2), 241-261. doi: 10.11132/rea.2009.287

Received on September 30, 2016.

Accepted on September 26, 2017.

License information: This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.