

---

## GESTÃO DE RISCOS E DEPENDÊNCIA ESPACIAL EM SEGUROS

---

### AGRÍCOLAS: UMA ANÁLISE DA PRODUTIVIDADE DA SOJA

---

Patrick Fernandes Lopes, Caio Peixoto Chain, Thatiane Padilha de Menezes, José Willer do Prado e Francisval de Melo Carvalho

#### RESUMO

*Estudos sobre a correlação espacial da produtividade agrícola podem gerar informações relevantes para a gestão de riscos das seguradoras quanto às estratégias de distribuição geográfica de clientes. O objetivo deste estudo foi avaliar a estrutura de dependência espacial da produtividade média municipal da soja para o estado de Paraná, Brasil, de 1990 a 2013. Para isso, foi efetuada análise por meio do correlograma espacial de Moran. Os resultados verificaram uma forte autocorrelação espacial nos últimos anos. A distância em que a dependência espacial deixou de ser significativa passou de 89,37km em 1990 para 121,87km*

*ao final do período analisado. Sendo assim, concluiu-se que o correlograma de Moran foi suficiente para descrever as relações de dependência espacial da produtividade média da soja no Paraná. Além disso, essa correlação confirmou a quebra da pressuposição atuarial de que as unidades em estudo são espacialmente independentes. Concluiu-se, também, que é recomendável que as seguradoras utilizem mais de um método de análise de correlação espacial para validarem suas estimativas durante a definição de estratégias de gestão dos riscos da distribuição geográfica da carteira de clientes.*

#### Introdução

A atividade agrícola é naturalmente suscetível a diversos riscos exógenos à gestão do empreendimento rural, tais como as adversidades climáticas, os ataques de pragas e doenças, dentre outros. Estas eventualidades podem afetar

diversos produtores por extensas áreas que não necessariamente obedecem às fronteiras de uma fazenda, município ou região. Este efeito contagioso é denominado risco sistêmico.

O risco sistêmico da produtividade agrícola viola uma das principais condições de segurabilidade da teoria atuarial,

que é a pressuposição da existência de um elevado número de unidades expostas, homogêneas e independentes. Essa pressuposição implica na necessidade de uma dispersão geográfica das mesmas. Como consequência dessa violação, o risco agregado se torna maior do que o individual (Ozaki, 2007).

Sendo assim, a ausência de independência entre as unidades seguradas e o elevado grau do risco sistêmico são problemas relacionados à elevada correlação espacial, que tende a gerar perdas espacialmente dependentes na produtividade agrícola (Goodwin e Ker, 1998; Ozaki *et al.*, 2008;

---

#### PALAVRAS CHAVE / Correlograma de Moran / Estatística Espacial / Produtividade Agrícola / Risco Sistêmico / Teoria Atuarial /

Recebido: 10/01/2016. Modificado: 23/06/2017. Aceito: 27/06/2017.

**Patrick Fernandes Lopes.** Doutorando em Administração, Universidade Federal de Lavras (UFLA), Brasil. Pesquisador, Universidade Corporativa Banco do Brasil.

**Caio Peixoto Chain.** Doutorando em Administração, UFLA, Brasil.

**Thatiane Padilha de Menezes.** Doutora em Agronomia/Fitotecnia, UFLA, Brasil.

**José Willer do Prado.** Doutorando em Administração, UFLA, Brasil.

**Francisval de Melo Carvalho.** Doutor em Administração,

Universidade Mackenzie, Brasil. Professor, UFLA, Brasil.

## RISK MANAGEMENT AND SPATIAL DEPENDENCE IN AGRICULTURAL INSURANCE: AN ANALYSIS OF SOYBEAN PRODUCTIVITY

Patrick Fernandes Lopes, Caio Peixoto Chain, Thatiane Padilha de Menezes, José Willer do Prado and Francisval de Melo Carvalho

### SUMMARY

*Studies on spatial correlation agricultural productivity can generate relevant information for the risk management of insurance companies regarding geographical distribution strategies of customers. The objective of this study was to evaluate the spatial dependence structure of a municipal average soybean yield for the State of Paraná, Brazil, from 1990 to 2013. The analysis was conducted by means of the Moran spatial correlogram. A strong spatial autocorrelation was found for recent years. The distance at which the spatial dependence was no longer significant increased from 89.37km in 1990 to*

*121.87km at the end of the reporting period. Therefore, it was concluded that the Moran's correlogram was sufficient to describe the spatial relationships of dependence of the average soybean productivity in Paraná. Moreover, this correlation confirmed the breakdown of the actuarial assumption that the studied units are spatially independent. Also, it is recommended that insurance firms use more than one spatial correlation analysis method to validate its estimates for the definition of risk management strategies of the geographical distribution of the customer portfolio.*

## GESTIÓN DE RIESGOS Y DEPENDENCIA ESPACIAL EN EL SEGURO AGRÍCOLA: UN ANÁLISIS DE LA PRODUCTIVIDAD DE SOJA

Patrick Fernandes Lopes, Caio Peixoto Chain, Thatiane Padilha de Menezes, José Willer do Prado y Francisval de Melo Carvalho

### RESUMEN

*Los estudios sobre la correlación espacial de la productividad agrícola pueden generar información relevante para la gestión de riesgo de las compañías de seguros con respecto a las estrategias de distribución geográfica de los clientes. El objetivo de este estudio fue evaluar la estructura de dependencia espacial del rendimiento promedio de la soja municipal para el Estado de Paraná, Brasil, entre 1990 y 2013. El análisis se llevó a cabo por medio del correlograma de Moran. Los resultados encontraron una fuerte autocorrelación espacial en los últimos años. La distancia a la que la dependencia espacial ya no era significativa aumentó de 89,37km en 1990*

*hasta 121.87km al final del período de estudio. Por lo tanto, se concluyó que el correlograma de Moran es suficiente para describir las relaciones espaciales de la dependencia de la productividad media de la soja en Paraná. Por otra parte, esta correlación confirmó la ruptura de la suposición actuarial que las unidades estudiadas son espacialmente independientes. También se concluyó que se recomienda que las aseguradoras utilicen un método de análisis de correlación espacial para validar sus estimaciones para la definición de las estrategias de gestión de riesgos de la distribución geográfica de la cartera de clientes.*

Adhikari *et al.*, 2010; Woodard *et al.*, 2012).

O seguro rural é um mecanismo de política agrícola importante que envolve o governo e empresas seguradoras e resseguradoras que permitem melhorar e proteger a atividade agropecuária, por meio da prevenção e da redução dos riscos, do incentivo a produção de novas culturas e outras atividades do agronegócio (diversificação da produção), além do estímulo ao emprego de novas práticas de cultivo e manejo (Ramos, 2009). Esse conjunto de estratégias tende a reduzir a exposição ao risco sistêmico, conjuntamente com a diversificação geográfica.

O seguro agrícola de produtividade é utilizado para indenizar o produtor sempre que o seu rendimento observado for abaixo do nível segurado. Em contra-

partida, o produtor paga o preço do seguro (prêmio) e segue as normas estabelecidas no contrato. Sobre o montante indenizado é descontado um percentual (franquia ou dedutibilidade) para reduzir o risco moral, como o caso de fraudes (Goodwin e Smith, 1996; Ozaki, 2008; Ozaki e Dias, 2009). Neste sentido, estudos sobre a correlação espacial da produtividade também podem gerar informações relevantes para a gestão de riscos das seguradoras e para sua diminuição.

Geralmente os estudos concentraram-se em verificar a extensão da dependência espacial de culturas agrícolas com base em dados de produtividade média municipal (dados de área) por meio de métodos clássicos e geoestatísticos (Goodwin, 2001; Wang e Zhang, 2003; Ozaki, 2008).

A geoestatística é formada por dois conceitos básicos: o semivariograma (ou variograma) e a krigagem, que pressupõem dados aparentemente contínuos (Pontes e Oliveira, 2004; Hengl *et al.*, 2009). No entanto, a estatística espacial para dados de área possui métodos robustos para análises de correlação espacial, como o índice (I) de Moran e o correlograma de Moran (ou espacial), dentre outros (Bailey e Gatrell, 1995).

Sendo assim, o presente estudo teve como objetivo avaliar o padrão de dependência espacial da produtividade média municipal da soja no estado do Paraná, Brasil, no período de 1990 a 2013, por meio do correlograma de Moran, e sua influência nas estratégias de gestão de riscos das seguradoras em relação à

diversificação geográfica de clientes.

O estado do Paraná foi escolhido como objeto de estudo por estar entre os maiores produtores de soja do Brasil, com um volume de 16x10<sup>6</sup>ton, volume que representou 19,5% da produção nacional em 2013, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2013). Neste estado foram registrados 80.020 estabelecimentos com o cultivo da soja pelo Censo Agropecuário (IBGE, 2006).

### Materiais e Métodos

#### Banco de dados

Os dados da produtividade da soja nos municípios paranaenses, expressos em kg·ha<sup>-1</sup> foram coletados no site do IBGE, assim como o *shapefile*

(arquivo digital constituído de dados geoespaciais em formato vetorial) para o ano de 2013, que contém as respectivas informações geográficas.

O período estudado foi de 1990 a 2013 (IBGE, 2013). Para a análise dos resultados, criaram-se subperíodos com a média da produtividade municipal a cada quatro anos, visto que as seguradoras brasileiras geralmente utilizam esta agregação temporal como base para o cálculo das taxas de prêmio e para os pagamentos esperados do seguro (Santos *et al.*, 2014).

As análises estatísticas foram realizadas com o auxílio do programa SAM (Rangel *et al.*, 2006).

#### Autocorrelação espacial para dados de área

Para o cálculo das relações de autocorrelação espacial, utilizou-se o índice (I) de Moran. Esse índice permitiu verificar se valores altos ou baixos estão mais agregados espacialmente do que estariam ao acaso, ou seja, a intensidade da dependência espacial.

O insumo para o cálculo do I de Moran foi a produtividade média municipal de soja no Paraná, conforme Eq. 1.

$$I = \frac{n}{s_0} \left( \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \right) \quad (1)$$

com  $i$  e  $j = 1, \dots, n = 399$ , relativos a cada município do estado do Paraná; em que  $n$ : número de municípios,  $s_0$ : somatória dos elementos da matriz  $w_{ij}$ ,  $w_{ij}$ : matriz de distância espacial padronizada,  $y_i$  e  $y_j$ : valores observados da produtividade no município  $i$  e  $j$ , respectivamente, e  $\bar{y}$ : média da produtividade observada em todos os municípios do estado.

Variáveis relativas (taxas, índices, proporções, dentre outras) são mais indicadas para análises de dependência espacial, visto que variáveis absolutas podem enviesar os resultados, pois geralmente estão correlacionadas ao tamanho da população ou com a área das regiões em estudo (Almeida *et al.*, 2008). Por isso, considera-se

pertinente a associação entre a produtividade agrícola e a autocorrelação espacial.

De forma a validar a significância estatística do I de Moran, realizou-se o teste de aleatorização (com 999 permutações) que simulou o valor-p. Esse teste admite que as observações da variável analisada, cuja função de distribuição é desconhecida, logo não pressupõe que o conjunto observações seja normalmente distribuído, sejam permutadas aleatoriamente dentro do sistema de unidades geográficas e comparadas com os dados observados (Louzada *et al.*, 2006).

As hipóteses a seguir foram testadas, considerando o nível de significância de 5% para o teste  $H_0: I=0$  (não existe autocorrelação espacial) e  $H1: I \neq 0$  (existe autocorrelação espacial).

Para fins de comparação, o I de Moran foi dividido pelo seu valor máximo e gerou o I de Moran padronizado. Quanto mais próximo de 1, maior é a dependência espacial. As distâncias geográficas podem ser particionadas em classes discretas para que sejam calculados vários I de Moran, de acordo com sucessivas matrizes de distância espacial  $w$ . O I de Moran para cada uma das  $k$  distintas classes de vizinhança (ou *lags*) é dado por a Eq. 2 (Bailey y Gatrell, 1995).

$$I^{(k)} = \left( \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}^{(k)} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\left( \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right) \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}^{(k)} \right)} \right) \quad (2)$$

O gráfico com estas informações é denominado correlograma de Moran e indica a distância limite em que a correlação espacial entre os dados tende a zero.

TABELA I  
ÍNDICE (I) DE MORAN DA PRODUTIVIDADE DA SOJA NO PARANÁ (1990-2013)

Subperíodo	I de Moran	P-valor
1990-1993	0,36	<0,01
1994-1997	0,54	<0,01
1998-2001	0,57	<0,01
2002-2005	0,67	<0,01
2006-2009	0,59	<0,01
2010-2013	0,61	<0,01

Verificou-se a significância conjunta do correlograma espacial pelo método de Bonferroni (Fortin *et al.*, 2002); em outras palavras, para um nível de significância de  $\alpha = 0,05$ , pelo menos um dos coeficientes do I de Moran foi estatisticamente significativo ao nível de 0,05/38. Sendo assim, 38 foram as classes necessárias para que cada uma tivesse a extensão da distância média entre municípios como recomendado por Isaacs y Srivastava (1989), que no caso do presente estudo foi de 16,20km.

#### Resultados e Discussões

O I de Moran não aceitou a hipótese nula e indicou a intensidade da autocorrelação espacial da produtividade da soja no Paraná para todos os subperíodos analisados (Tabela I). Essa correlação positiva confirma a quebra do pressuposto atuarial de que as unidades em estudo são espacialmente independentes, consequentemente dificultando a previsão de perdas futuras.

O aumento da correlação espacial ao longo do tempo (Tabela I) indicou que a configuração da produtividade da soja no Paraná está ampliando em padrões homogêneos. A principal consequência disso é o aumento da suscetibilidade ao efeito contagioso (risco sistêmico) de fenômenos naturais que determinam a quebra de produção e produtividade, como seca, geada, pragas, entre outros.

A evolução do I de Moran revelou o aumento da dependência espacial entre 1990-93 e 2002-05, da magnitude de 0,36 para 0,67, respectivamente, sendo a última considerada relati-

vamente estável nos períodos seguintes. Segundo Souza e Perobelli (2008), a autocorrelação espacial da soja no Brasil variou entre 0,35 e 0,40 na década de 90, assim, é possível inferir que o Paraná se distanciou da média brasileira a partir desse período.

Estes resultados são condizentes com o que foi verificado por Perobelli *et al.* (2007). De acordo com esses autores, até 1991, existia uma elevada e positiva autocorrelação espacial na produtividade agrícola das culturas permanentes e temporárias, principalmente em São Paulo. A partir da década de 1990, observou-se um aumento da extensão geográfica desse padrão de dependência espacial, influenciado pelo transbordamento de produtividade para o Paraná e Mato Grosso.

Dentre as principais variáveis agrometeorológicas que explicam a produtividade da soja no Paraná, Araújo *et al.* (2014) destacaram a precipitação, temperatura média e a radiação solar média. A correlação espacial encontrada entre produtividade e as essas variáveis foi negativa, embora não tenham sido estatisticamente significativas em todas as safras analisadas. Embora outras variáveis, como práticas de manejo, pacotes tecnológicos e processos de gestão sejam importantes, o clima ainda é a principal causa de perdas na produção e produtividade da soja (Mariano, 2010).

Os principais municípios produtores de soja no Paraná estão localizados nas regiões Oeste e de Campos Gerais, enquanto as regiões próximas ao litoral e a região norte do estado possuem pouca aptidão agrícola, em especial para sojicultura. Segundo

TABELA II  
EXTENSÃO DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE MÉDIA MUNICIPAL DA SOJA - PARANÁ (1990-20010)

Subperíodo	Distância (km)		
	Semivariograma	Correlograma de Moran	Diferença
1990-1993	158,15	105,62	52,53
1994-1997	138,92	105,62	33,30
1998-2001	167,57	138,12	29,45

Fonte: Ozaki (2008) e resultados da pesquisa.

Prudente *et al.* (2012) o perfil produtivo dessas quatro regiões são as que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial positiva, visto que municípios com alta (baixa) produtividade tendem a ter vizinhos com alta (baixa) produção de soja.

Deve-se ressaltar que a região Oeste apresenta sua produção de milho e soja direcionada para agroindústria processadora local, além de ser influenciada por elevados níveis de mecanização presentes na cultura da soja. Esse conjunto de características formou um corredor de alta produção e produtividade agrícola no Paraná e contribuiu para a formação de um perfil regional homogêneo de alta produtividade da soja (Felema *et al.*, 2016).

Em um estudo sobre o mercado de seguro agrícola, Hungerford y Goodwin (2014) corroboraram a utilização do I de Moran para medir a autocorrelação espacial da produtividade da soja. Os coeficientes encontrados foram de 0,41; 0,88 e 0,60 considerando a produtividade média municipal de Iowa, Illinois e Indiana, respectivamente, no ano 2007. No entanto, o interesse dos autores foi mensurar a intensidade e não a extensão da associação espacial.

As estimativas do alcance da dependência espacial da soja no Paraná pelo correlograma de Moran, para os três primeiros subperíodos (1990 a 2001) são apresentadas na Tabela II. Esses resultados foram comparados com a média das estimativas variográficas encontradas por Ozaki (2008), por meio do método geoestatístico. É relevante informar que para estimar esses semivariogramas, utilizou-se o estimador robusto de Cressie y Hawkins (1980), o método da máxima verossimilhança, não sendo necessária correção de tendência. Os melhores modelos ajustados foram do tipo esférico e os semivariogramas estimados foram considerados isotrópicos.

Os resultados indicaram que durante 1990-93, a extensão em que a dependência espacial da produtividade da soja tendeu a

zero foi de ca. 158,15km pelo semivariograma e de 105,62km pelo correlograma de Moran, uma diferença de 52,5km. No período de 1998-2001 estes valores foram de 167,57 e 138,12km, respectivamente, o que representou uma diferença de 29,45km, ou seja, um impacto reduzido nas estratégias de diversificação geográfica das seguradoras.

A superestimação da extensão da dependência espacial pelo método do semivariograma em relação ao correlograma de Moran era esperada. Em estudos comparativos aplicados à ciência do solo, Huo *et al.* (2012) e Liu *et al.* (2013) verificaram que essa diferença é geralmente decorrente do fato que a geoestatística agrega as correlações positivas com as negativas no semivariograma.

A expansão do cultivo da soja no Paraná ao longo dos anos também auxilia na explicação da diferença entre os resultados entre semivariograma e o correlograma de Moran. No Paraná, segundo o IBGE (2013), verificou-se a existência de 246 municípios produtores de soja em um total de 399 (61,65%) em 1990. Essa atividade agrícola se expandiu ao longo dos anos até um total de 357 municípios, em 2002 (89,47%), e se manteve relativamente estável até 2013, com sua presença verificada em 370 municípios (92,73%).

A pressuposição de uma superfície contínua, ou seja, de

que em qualquer ponto amostrado na superfície do estado do Paraná existiria produtividade de soja, pode ter superestimado o alcance do semivariograma no primeiro quadriênio. Na medida em que a cultura da soja se adensou no território, ou seja, mais municípios passaram a produzi-la, os resultados convergiram para extensões similares às do correlograma espacial.

Os resultados dos correlogramas espaciais de Moran para os subperíodos de 2002 a 2013 foram apresentados na Figura 1. Foram reportadas somente as 19 classes iniciais, consideradas suficientes para verificar a estrutura de dependência espacial da produtividade da soja no Paraná. Adicionalmente, deve-se considerar que os últimos lags foram estimados com base em um menor número de pares de pontos vizinhos, o que implica na falta de credibilidade da significância estatística, conforme demonstrado por Legendre e Legendre (1998).

De maneira geral os gráficos de todos os subperíodos indicaram que a dependência espacial da produtividade da soja foi crescente do primeiro para o segundo lag, conforme o aumento da distância geográfica incluiu um maior número de vizinhos. Após o segundo lag, a correlação decresceu conforme o aumento da distância incluiu pontos mais distantes.

As Figuras geométricas destacadas na Figura 1 indicaram

o lag em que a autocorrelação espacial deixou de ser estatisticamente significativa ao nível de 5%, ou seja, a extensão em que a produtividade da soja deixou de ser dependente espacialmente. A distância da ausência de autocorrelação espacial em 2002-05 e em 2006-09 foi no lag 9 (138,21km), e em 2010-13, no lag 8 (121,87km).

Os métodos geoestatísticos para dados contínuos podem ser aplicados em dados de área. Porém, deve-se assumir que a variável medida foi posicionada em algum ponto da respectiva área e representa os demais valores desta mesma região (Bailey e Gatrell, 1995).

No entanto, a produtividade entre propriedades rurais de um mesmo município pode variar consideravelmente de acordo com os tratamentos agrônômicos e as condições edafoclimáticas. Como consequência, a produtividade agrícola municipal pode não representar adequadamente a heterogeneidade entre estabelecimentos agrícolas.

Sendo assim, os resultados desta pesquisa demonstraram que a utilização do semivariograma e do correlograma de Moran, com base em dados de área, pode apresentar extensões distintas de acordo com o adensamento geográfico da atividade. Dessa forma, pode ser viável para as seguradoras utilizarem mais de um método de análise de correlação espacial para validarem suas estimativas durante a definição de estratégias de gestão dos riscos da distribuição geográfica da carteira de clientes.

É comum que as seguradoras busquem classificar os municípios segundo o seu nível de risco para, por meio da diversificação geográfica, pulverizar este risco. O grau do risco pode ser estimado, por exemplo, pelo coeficiente de variação da produtividade ao longo do período avaliado e quanto maior a variação mais arriscada é a atuação naquele município (risco individual) ou grupo de municípios (risco agregado), conforme proposto por Ozaki e Dias (2009). Ainda segundo esses autores, para os municípios de

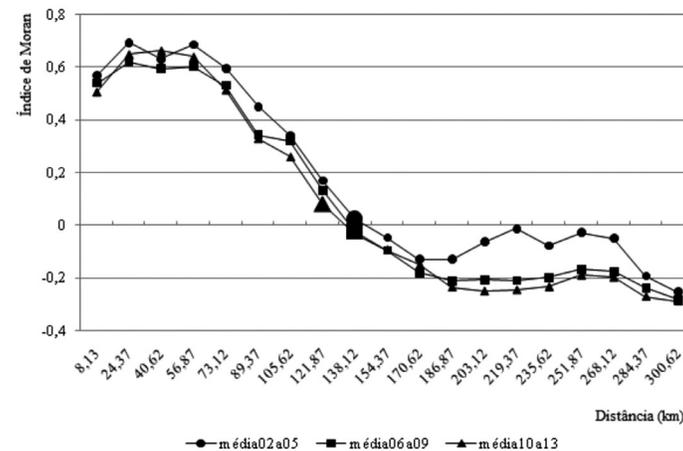


Figura 1. Correlograma de Moran da produtividade da soja - Paraná (2002-2013).

alto risco é necessário que haja o seu compartilhamento por meio da subvenção governamental, ou seja, a cobertura não é totalmente privada.

Ao se considerar o correlograma de Moran para o quadriênio 2010/13, pode-se dizer que se uma seguradora atua em um determinado município de alta produtividade, ela deve buscar clientes em outro município também de alto risco a *ca.* 121km de distância. Por outro lado, segurados a uma distância inferior a 121km deveriam se encaixar em uma faixa de baixa ou média produtividade. Naturalmente, outras informações quantitativas e qualitativas devem ser consideradas, como a comparação entre risco individual e risco agregado, o histórico da região, conhecimento do mercado e de variáveis climáticas, entre outras.

O impacto do aumento da correlação espacial (Tabela I) no mercado de seguros agrícolas pode ser identificado na redução de possibilidades de diversificação geográfica, visto que a distância em que a correlação espacial decai a zero tende a aumentar (Tabela II e Figura 1). Esse fato aumenta o nível de risco do portfólio e demonstra que as seguradoras devem buscar métodos cada vez mais refinados para tratar a gestão de seus riscos, assim como deve ser feito um esforço entre governo e mercado para coleta e disponibilização de dados desagregados e confiáveis.

A concentração do risco em determinadas regiões pode ser evitada conforme a extensão geográfica da dependência espacial. Assim, os sinistros em determinadas regiões tenderão a ser compensados por boas rentabilidades nas demais localidades (Ozaki, 2008; Ozaki e Dias, 2009).

O risco sistêmico impacta diretamente no pagamento das indenizações para os produtores segurados e pode comprometer o balanço financeiro da carteira de clientes de uma seguradora, podendo ocasionar no encerramento de suas atividades. Essa situação ocorreu com a Porto Seguro no mercado do Rio

Grande do Sul, quando a mesma executou o Seguro Agrícola Básico da safra 2001/2002 e realizou a contratação de 25.069 operações de seguro. Devido a uma estiagem que levou mais de 200 municípios nas regiões norte/noroeste a decretarem situação de emergência, aproximadamente 70% dos agricultores passaram a ter o direito à indenização (Belem, 2004). Ainda sendo Belem (2004), no final de 2002 a Porto Seguro encerrou sua carteira agrícola no mercado nacional.

### Conclusões

O correlograma de Moran foi suficiente para captar o padrão de dependência espacial da produtividade média da soja no Paraná. Verificou-se uma forte correlação espacial e sua extensão variou entre 105,62km e 138,12km durante o período de 1990 a 2013.

As distâncias mensuradas pelo correlograma de Moran e pelo semivariograma convergiram principalmente ao longo dos últimos anos, quando a cultura da soja se adensou ao longo dos municípios no Paraná.

Sendo assim, para mensurar a extensão da dependência espacial com base em dados de área de outros estados e/ou culturas, recomenda-se a análise dos dois métodos para definição das estratégias de diversificação geográfica de clientes por parte das empresas seguradoras.

A escassez de dados de produtividade ao nível do produtor é recorrente na literatura, assim as análises são elaboradas com base em dados agregados em áreas, como os municípios. O presente trabalho contribuiu para a literatura ao apresentar uma metodologia robusta de se avaliar a extensão da dependência espacial baseada em dados de área. Esse método, em conjunto com outras análises qualitativas e quantitativas, pode fornecer informações relevantes para a pulverização geográfica dos riscos por parte das seguradoras.

Como estudos futuros pode-se recomendar a modelagem de fenômenos espaciais complementares às análises

exploratórias. Destaca-se a análise de convergência da produtividade agrícola por meio de regressões espaciais, ou seja, a tendência de valores heterogêneos entre regiões se tornaram homogêneos ao longo do tempo. Essa propensão à similaridade possui impacto na auto correlação espacial e, consequentemente, também pode gerar informações para a gestão de riscos no mercado de seguro rural.

### REFERÊNCIAS

- Adhikari S, Belasco EJ, Knight TO (2010) Spatial producer heterogeneity in crop insurance product decisions within major corn producing states. *Agric. Finance Rev.* 70: 66-78. doi.org/10.1108/0021461011042648
- Almeida ES, Perobelli FS, Ferreira PGC (2008) Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Rev. Econ. Sociol. Rural* 46: 31-52. doi.org/10.1590/S0103-20032008 000100002
- Araújo EC, Opazo MAU, Johann JA (2014) Modelo de regressão espacial para estimativa da produtividade da soja associada a variáveis agrometeorológicas na região Oeste do estado do Paraná. *Eng. Agríc.* 34: 268-299.
- Bailey TC, Gatrell AC (1995) *Interactive Spatial Data Analysis*. Longman, Essex, RU. 432 pp.
- Belem RC (2004) *Seguro Agrícola Subsidiado no Rio Grande do Sul: Análise de uma Experiência em Política Pública para a Agricultura Familiar*. Tese. Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. Brasil. 192 pp.
- Cressie NAC, Hawkins DM (1980) Robust estimation of the variogram. *Math. Geol.* 12: 115-125. doi:10.1007/BF01035243
- Felema J, Medeiros ER, Ferreira CR, Camara MRG, Nascimento SP (2016) Um estudo da produtividade do feijão, do milho e da soja na agricultura paranaense, nos anos de 2000 e 2010: uma análise espacial. *Ensaios FEE* 36: 817-842.
- Fortin MJ, Dale MRT, Hoef J (2002) Spatial analysis in ecology. In: El-Shaarawi A, Piegorsch WW (Eds.) *Encyclopedia of Environmental Metrics*. Wiley, Chichester, RU. pp. 2051-2058.
- Goodwin BK (2001) Problems with market insurance in agriculture. *Am. J. Agric. Econ.* 83: 643-649.
- Goodwin BK, Ker AP (1998) Non-parametric estimation of crop yield distributions: implications for rating group-risk crop

insurance contracts. *Am. J. Agric. Econ.* 80: 139-153.

Goodwin BK, Smith VH (1996) Crop insurance, moral hazard and agricultural chemical use. *Am. J. Agric. Econ.* 78: 428-438.

Hengl T, Minasny B, Gould M (2009) A geostatistical analysis of geostatistics. *Scientometrics* 80: 491-514. Doi: 10.1007/s11192-009-0073-3

Hungerford A, Goodwin BK (2014) Big assumptions for small samples in crop insurance. *Agric. Finance Rev.* 74: 477-491. https://doi.org/10.1108/AFR-09-2014-0025

Huo XN, Li H, Sun DF, Zhou LD, Li BG (2012) Combining geostatistics with Moran's I analysis for mapping soil heavy metals in Beijing, China. *Int. J. Environ. Res. Public Health* 9: 995-1017. doi.org/10.1108/AFR-09-2014-0025

IBGE (2006) *Censo Agropecuário*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Brasília. www.sidra.ibge.gov.br (Cons. 10/06/2015).

IBGE (2013) *Produção Agrícola Municipal*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Brasília: www.sidra.ibge.gov.br (Cons. 10/06/2015).

Isaacs EH, Srivastava M (1989) *An Introduction to Applied Geostatistics*. Oxford University Press. New York, EUA.

Liu Q, Xie W, Xia J (2013) Using semivariogram and Moran's I techniques to evaluate spatial distribution of soil micronutrients. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.* 44: 1182-1192. doi.org/10.1080/00103624.2012.755999

Legendre P, Legendre L (1998) Spatial analysis. Em Legendre P, Legendre L (Eds.) *Numerical Ecology*. Elsevier. Amsterdam, Holanda. pp. 707-785.

Louzada JM, Bearzoti E, Carvalho D (2006) Avaliação e aplicação de testes para a detecção da autocorrelação espacial usando marcadores genéticos. *Ciênc. Agrotecnol.* 30: 206-213. doi.org/10.1590/S1413-70542006000200003

Mariano F (2010) Precipitações pluviométricas e a cultura da soja em Goiás. *Mercator* 9: 121-134.

Ozaki VA (2007) O papel do seguro na gestão do risco agrícola e os empecilhos para o seu desenvolvimento. *Rev. Bras. Risco Seguro* 2(4): 75-92.

Ozaki VA (2008) Análise espacial da produtividade agrícola no Estado do Paraná: implicações para o seguro agrícola. *Rev. Econ. Sociol. Rural* 46: 869-886. doi.org/10.1590/S0103-200320080003000011

Ozaki VA, Dias CTS (2009) Análise e quantificação do risco para a

- gestão eficiente do portfólio agrícola das seguradoras. *Rev. Econ. Sociol. Rural* 47: 549-567. doi.org/10.1590/S0103-20032009000300001
- Ozaki VA, Goodwin BK, Shiota R (2008). Parametric and nonparametric statistical modelling of crop yield: implications for pricing crop insurance contracts. *Appl. Econ.* 40: 1151-1164. doi.org/10.1080/00036840600749680
- Perobelli FS, Almeida ES, Alvim MISA, Ferreira PGC (2007) Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. *Nova Econ.* 17: 65-91. doi.org/10.1590/S0103-63512007000100003
- Prudente VHR, Lima LEP, Justina DDD, Souza CHW, Mercante E (2012) Distribuição espacial da produção e produtividade da soja entre as safras de 2003/2004 e 2007/2008 para o estado do Paraná. X Congr. Latinoamericano y del Caribe de Ingeniería Agrícola e XLI Congr. Brasileiro de Engenharia Agrícola. Londrina, Brasil.
- Pontes JM, Oliveira MS (2004) Uma proposta alternativa para a análise de experimentos de campo utilizando a geoestatística. *Ciênc. Agrotecnol.* 28: 135-141. doi.org/10.1590/S1413-7054200400100018
- Ramos RC (2009) O seguro rural no Brasil: origem, evolução e preposições para aperfeiçoamento. *Inf. Econ.* 39(3): 5-16.
- Rangel TFLVB, Diniz-Filho JAF, Bini LM (2006) Towards an integrated computational tool for spatial analysis in macroecology and biogeography. *Global Ecol. Biogeogr.* 15: 321-327. doi:10.1111/j.1466-822X.2006.00237.x
- Santos CO, Scalon JD, Ozaki VA (2014) A distribuição normal-assimétrica como modelo para produtividade de milho aplicada ao seguro agrícola. *Rev. Econ. Sociol. Rural* 52: 725-742. doi.org/10.1590/S0103-20032014000400006
- Souza MC, Perobelli FS (2008) Análise da distribuição territorial da sojicultura no Brasil: 1991-2003. *Rev. Econ. Nordeste* 39: 46-65.
- Wang HH, Zhang H (2003) On the possibility of a private crop insurance market: A spatial statistics approach. *J. Risk Insur.* 70: 111-124. doi:10.1111/1539-6975.00051
- Woodard JD, Schnitkey GD, Sherrick BJ, Lozano-Gracia N, Anselin L (2012) A spatial econometric analysis of loss experience in the US crop insurance program. *J. Risk Insur.* 79: 261-286. doi:10.1111/j.1539-6975.2010.01397.x