



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



ANÁLISE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA NO ESTADO DO PARANÁ: IMPLICAÇÕES PARA O SEGURO AGRÍCOLA

VITOR AUGUSTO OZAKI; RICARDO SHIROTA; ROBERTO ARRUDA DE SOUZA LIMA;

ESALQ

PIRACICABA - SP - BRASIL

vaozaki@esalq.usp.br

APRESENTAÇÃO COM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

ANÁLISE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA NO ESTADO DO PARANÁ: IMPLICAÇÕES PARA O SEGURO AGRÍCOLA

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas

RESUMO

O presente estudo tem como objetivo analisar espacialmente os dados de produtividade agrícola. Através da estatística espacial é possível estimar alguns parâmetros do semivariograma relevantes para estudar o problema do risco sistêmico, com implicações nos programas de seguro agrícola. Em particular estimou-se os parâmetros de alcance, para se verificar a distância, na qual a correlação espacial tende a zero. Para a análise empírica, utilizou-se dados de produtividade agrícola municipal do IBGE, para a soja e milho, no estado do Paraná, no período de 1990 a 2002. O estudo mostrou que de fato a dependência espacial destes dados existe, tornando-se praticamente nula à distâncias relativamente longas (em km) e pode ser captada em todos os anos, para ambas as culturas.

PALAVRAS-CHAVE: seguro agrícola, risco sistêmico, correlação espacial, semivariograma

ABSTRACT

This paper analyses the spatial pattern of the agricultural yield data. Using the spatial statistics it is possible to estimate some parameters of the semivariogram to study the problem of the systemic risk, which has great implications for the crop insurance programs in Brazil. In particular the “range” parameter was estimated. This parameter measures the distance, in which the spatial correlation tends to zero. For the empirical analysis, county yield data was used provided by IBGE, for soybean and corn, in the state of Paraná, through 1990 and 2002. The results showed that there is spatial dependence in every year analysed, going to zero in relatively long distances (in km).

KEY-WORDS: crop insurance, systemic risk, spatial correlation, semivariogram

ANÁLISE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA NO ESTADO DO PARANÁ: IMPLICAÇÕES PARA O SEGURO AGRÍCOLA

1 Introdução

A agricultura é uma atividade caracterizada pela vulnerabilidade a eventos que estão fora do controle do produtor. Notadamente, uma das principais causas da redução da produtividade agrícola são os eventos climáticos. Seca, geada, chuva excessiva, granizo e diversos agentes biológicos, entre outras causas, podem afetar diversas culturas em diferentes estágios de desenvolvimento.

Uma característica perversa da ocorrência destes eventos para os agricultores é quanto a extensão dos danos e o tamanho dos prejuízos econômicos¹. Em outras palavras, quando ocorre uma seca, por exemplo, este fenômeno não afeta apenas um único produtor mas muitos produtores em uma vasta extensão territorial. Este fenômeno é conhecido como risco sistêmico ou risco de evento generalizado.

O risco sistêmico está diretamente relacionada com a presença de correlação espacial nos dados². Quando ocorre o fenômeno climático a extensão territorial dos danos causados pode ser detectada através do semivariograma, ou seja, uma função matemática que relaciona a correlação e a distância.

Nos EUA, a correlação espacial se reduz mais rapidamente com o aumento da distância, em anos regulares (sem a incidência de qualquer evento climático danoso),

¹ Por exemplo, o longo período de estiagem ocorrido entre o final de 2004 e início de 2005 provocou perdas consideráveis nos estados da região Sul, Mato Grosso do Sul, São Paulo e Goiás estimadas em 19 milhões de toneladas (perda de cerca de 25% da produção estimada) somente nas culturas de milho e soja. Os prejuízos aos agricultores são estimados em R\$ 10 bilhões (pouco mais de US\$ 4 bilhões).

² Para se detectar o impacto e a extensão da ocorrência de um evento climático adverso, seriam necessários dados de produtividade coletados em anos que de fato ocorreu este evento. Na ausência destes, dados mais agregados podem nos dar uma indicação da extensão territorial do risco sistêmico.

estabilizando-se no valor de 0,10 quando a distância entre as áreas consideradas é de aproximadamente 322 km Goodwin (2001).

Considerando anos em que secas ocorreram, a medida de correlação decresceu mais vagarosamente, atingindo o mesmo nível de 0,10 a uma distância de 644 km. Em anos de ocorrência de eventos generalizados o problema do risco sistêmico é mais acentuado do que em anos normais.

Outro estudo à respeito da correlação espacial, utilizando correlogramas para a determinação da estrutura de dependência espacial, mostrou que a distância máxima estimada para a correlação não negativa foi de 917 km Wang e Zhang (2003).

Dentro do contexto do mercado de seguros, o risco sistêmico é um dos maiores problemas enfrentado pelas seguradoras privadas, no ramo rural (Miranda e Glauber, 1997).

O presente estudo tem como objetivo realizar inferências sobre a correlação espacial nos dados de produtividade agrícola municipais. Em particular será quantificada a extensão territorial (em km) na qual a correlação espacial tende a zero. Para isso, serão utilizados semivariogramas, de modo que o parâmetro de alcance será o parâmetro de interesse na análise.

2 Metodologia e Fonte de Dados

Os dados de produtividade municipal utilizados na pesquisa são provenientes do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), correspondentes ao período de 1990 a 2002, para a cultura do milho e da soja no estado do Paraná.

O estado do Paraná é o maior produtor de milho no país, totalizando aproximadamente 9,8 milhões de toneladas, em 2002. Pouco mais de 27% de toda produção brasileira e quarto maior, em termos de produtividade média do milho (3.987 kilogramas por hectare).

2.1 Correlação espacial

A teoria da variáveis regionalizadas, ou geoestatística, foi inicialmente abordada em problemas relacionados a mineração, na África do Sul e mais tarde na França. Matheron (1963) formalizou o corpo teórico dos métodos estatísticos que levavam em conta a estrutura da variabilidade espacial de determinado atributo. Como destaca Ribeiro Junior (1995):

“... cada observação é descrita não apenas pelo seu valor, mas também por informações de sua posição, expressa por um sistema de coordenadas. Considerando que observações mais próximas geograficamente tendem a ter valores mais similares e que tal fato pode ser avaliado por medidas de associação, fica claro que em geoestatística não se pode trabalhar com a suposição de independência.”

Desta forma, nota-se que o valor predito de uma variável leva em conta os valores dos atributos vizinhos refletindo, desta maneira, a dependência espacial das observações.

Através das covariâncias e semivariâncias os métodos geoestatísticos incorporam na análise tal estrutura de dependência.

Quando se consideram valores que apresentam um componente aleatório e certa estrutura de dependência espacial, a geoestatística é o método mais apropriado para a análise destes dados. Na literatura, diversos exemplos de aplicação do método podem ser citados, entre eles destacam-se estudos dos atributos do solo, tais como, teor de minérios, fertilidade, nutrição, irrigação e drenagem, e também na análise de risco climático.

Conforme destaca Oliveira (2003), dois aspectos devem ser levados em conta na análise espacial. O primeiro se refere a modelagem da dependência espacial, considerando as pressuposições da distribuição Gaussiana e de estacionariedade e estimando os parâmetros através de métodos paramétricos, tais como, método da máxima verossimilhança, verossimilhança perfilhada e através da abordagem bayesiana. O segundo, leva em conta métodos não paramétricos de estimação, como por exemplo, métodos subjetivos (a sentimento).

No trabalho serão abordados, aspectos referentes à metodologia de análise da correlação espacial, tais como, estimação dos semivariogramas e parâmetros de alcance³.

Desta forma, seja y_i determinado atributo representado pela produtividade agrícola, medido no local x_i . Define-se um processo espacial Gaussiano estacionário⁴ $\{Y(x) : x \in \mathbb{R}^2\}$ como:

$$E[Y(x)] = \mu, \text{ para } \forall x$$

$$\text{Var}[Y(x)] = \sigma^2$$

$$\rho^e(u) = \text{Corr}[Y(x_i), Y(x_j)],$$

para $i \neq j$, onde $u = \|x_i - x_j\|$ e corresponde a distância Euclideana entre x_i e x_j (Diggle e Ribeiro Jr., 2000).

De forma complementar, define-se a covariância como:

$$\text{Cov}[Y(x_i), Y(x_j)] = \gamma^e(x_i - x_j)$$

O processo será dito *isotrópico*⁵ se a covariância depender apenas da distância, ou seja:

$$\gamma^e(x_i - x_j) = \gamma^e(\|x_i - x_j\|)$$

³ Do termo em inglês parâmetro *range*.

⁴ Pode-se definir dois tipos de processos estacionários: Processos intrinsecamente estacionários, onde $E[Y(x_i) - Y(x_j)] = 0$ e $\text{Var}[Y(x_i) - Y(x_j)] = 2\gamma^e(u)$ e estacionários de segunda ordem, tal que $E[Y(x)] = \mu$ e $\text{Cov}[Y(x_i), Y(x_j)] = \gamma^e(u)$. Nota-se que a classe dos processos intrinsecamente estacionários contém a classe dos processos estacionários de segunda ordem (Cressie, 1989).

⁵ Diz-se que o comportamento de uma variável é isotrópico, se a variabilidade espacial dos valores é a mesma para todos os sentidos ou direções. Caso contrário, será denominado anisotrópico. Isto porque o semivariograma depende da direção em que é calculado.

Deste modo, se o processo for estacionário, então $\gamma^e(u) = \sigma^2 \rho^e(u)$.
Se a variância puder ser expressa como:

$$\text{Var} [Y(x_i) - Y(x_j)] = 2V(x_i, x_j)$$

então, $2V(\cdot)$ será denominada *variograma* (Matheron, 1963) e $V(\cdot)$, *semivariograma*. Variograma é função matemática que representa a dependência entre duas variáveis aleatórias regionalizadas locais (Oliveira, 2003).

Na figura 1, pode-se identificar os parâmetros do semivariograma: o efeito pepita τ^2 , o patamar σ^2 e o parâmetro de alcance ϕ^e . Nota-se que, neste trabalho, o parâmetro de interesse é apenas ϕ^e ⁶.

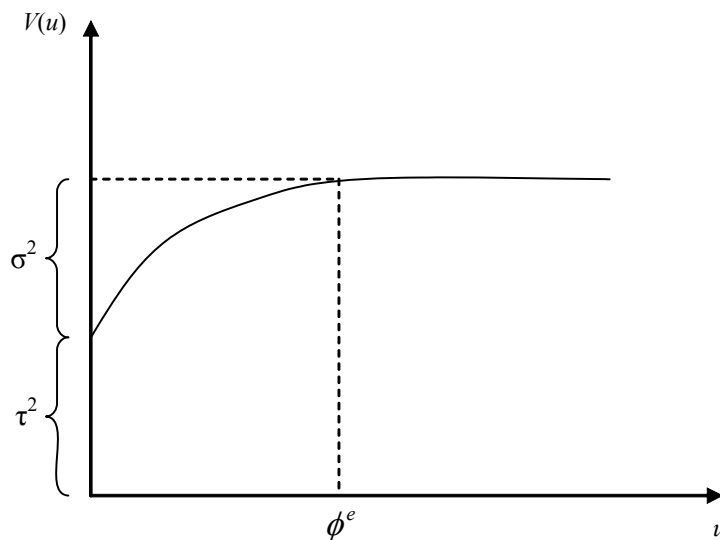


Figura 1 – Semivariograma ilustrativo, com os respectivos parâmetros

Lembrando que:

$$V(x_i, x_j) = \sigma^2(x_i) + \sigma^2(x_j) - 2\text{Cov}(x_i, x_j)$$

Então, se o processo for estacionário $V(u) = \sigma^2(x)[1 - \rho^e(u)]$. Conforme aponta Cressie (1989), um estimador do variograma $2V(x_i, x_j)$ que possa refletir a dependência espacial dos dados $\{Y(x_i) : i = 1, \dots, n\}$ será dado por:

⁶ Em um contexto mais geral, no qual o objetivo final é a Krigagem, todos os parâmetros devem ser estimados (Diggle e Ribeiro, 2000).

$$\sum_{N(u)} [Y(x_i) - Y(x_j)]^2 / |N(u)|$$

Conhecido como estimador empírico ou clássico.

Nota-se porém, que o estimador empírico é sensível a *outliers*. Um estudo simulando a presença de *outliers* nos dados, verificou que houve um impacto substancial na parte inicial do semivariograma devido ao fato dos *outliers* se situarem perto dos dados de baixos valores (Diggle e Ribeiro, 2000).

Consequentemente, isto pode gerar conclusões erradas à respeito da existência de dependência espacial e sobre o valor do efeito pepita⁷. Sendo assim optou-se por utilizar neste trabalho um estimador mais robusto, na presença de *outliers*, como por exemplo, o estimador proposto por Cressie e Hawkins (1980), dado por:

$$\{(1/|N(u)|) \sum_{N(u)} |Y(x_i) - Y(x_j)|^{1/2}\}^4 / (0.457 + 0.494/|N(u)|)$$

A função de correlação está diretamente relacionada com o semivariograma. Diversas funções de correlação paramétricas podem ser incorporadas ao modelo. Dentre elas, destacam-se: a família Esférica; a família Potência Exponencial⁸; e, a família Matérn⁹ Cressie (1993). Como ilustração, considere a família Esférica:

$$\rho^e(u; \phi^e) = \begin{cases} 1 - \frac{3}{2}(u/\phi^e) + \frac{1}{2}(u/\phi^e)^3, & 0 \leq u < \phi^e \\ 0, & u \geq \phi^e \end{cases}$$

Nesta função, quando $u = \phi^e$ a correlação será igual a zero.

No trabalho, as séries de milho e soja foram analisadas no período de 1990 a 2002. Desta forma, estimou-se 26 semivariogramas empíricos, de acordo com o estimador robusto de Cressie e Hawkins, para todos os municípios do Estado do Paraná em que havia dados nos respectivos anos.

Para estudar o comportamento da correlação espacial em cada um dos 26 anos, optou-se por analisar os semivariogramas, particularmente através das estimativas do parâmetro de alcance (ϕ^e), obtidas através do método da máxima verossimilhança.

Se o processo for estacionário, então o semivariograma será dado por:

$$V(u) = \sigma^2(x)[1 - \rho^e(u)]$$

Pode-se reescrever a equação anterior, de modo que,

$$V(u) = \sigma^2(x) - \sigma^2(x)\rho^e(u)$$

⁷ Do termo em inglês efeito *nugget*.

⁸ $\rho^e(u; \phi^e, k) = \exp\{-(u/\phi^e)^k\}$, onde $\phi^e > 0$ e $0 < k \leq 2$. Nestas funções, k e ϕ^e são parâmetros, onde k corresponde ao nível de alisamento do sinal $S(x)$ e ϕ^e determina a taxa pela qual a correlação se aproxima de zero com o aumento da distância. Quando $k = 1$, tal função recebe o nome de função de correlação Exponencial e quando $k = 2$, função de correlação Gaussiana.

⁹ $\rho^e(u; \phi^e, k) = \{2^{k-1}\Gamma(k)\}^{-1}(u/\phi^e)^k K_k(u/\phi^e)$. Nesta função $K_k(\cdot)$ representa a função Bessel do terceiro tipo de ordem k .

Representando, de modo geral, a correlação $\rho^e(\cdot)$ como $\gamma^e(\cdot) / \sigma^2(x)$, então Cressie (1993):

$$V(u) = \sigma^2(x) - \gamma^e(u)$$

Caso $\gamma^e(u) \rightarrow 0$, quando $u \rightarrow \infty$, então a quantidade $\sigma^2(x)$ será denominada patamar¹⁰.

Ajustou-se aos dados um modelo corrigido para a tendência (resultando em resíduos utilizados para a estimação do respectivo semivariograma) e outro modelo não corrigido para a tendência. Para a escolha do melhor modelo, utilizou-se o critério “*Bayesian Information Criteria*” (BIC), que em termos de mudança do modelo 1 (M_1) para o modelo 2 (M_2) é dado por $-2\log(\sup_{M_1} f(x/\theta))(\sup_{M_2} f(x/\theta))^{-1} - (p_2 - p_1)(\log n)$.

Através da distribuição empírica dos dados, observou-se que boa parte das séries de milho, apresentaram certo grau de assimetria. Segundo Diggle et al. (2003), quando Y_i , $i = 1, \dots, n$, é contínua mas o ajuste de um modelo Gaussiano não parecer razoável, então a inclusão de um parâmetro extra λ^e permite atingir certo grau de flexibilidade, definindo desta forma, uma transformação Box-Cox. Assim, os dados y_i podem ser transformados, através de:

$$y_i^* = (y_i^{\lambda^e} - 1) / \lambda^e$$

se $\lambda^e \neq 0$ e $\log y_i$, se $\lambda^e = 0$. Consequentemente, y_i^* será a realização de um modelo Gaussiano.

O parâmetro lambda foi estimado através do método da verossimilhança perfilhada. Neste ponto ressalta-se que apenas três valores de lambda foram utilizados na transformação dos dados, de acordo com o intervalo de confiança a 95%. São eles, lambda igual a zero (transformação logarítmica), 0,5 (raiz quadrada) e 1 (nenhuma transformação).

3 Resultados e Discussão

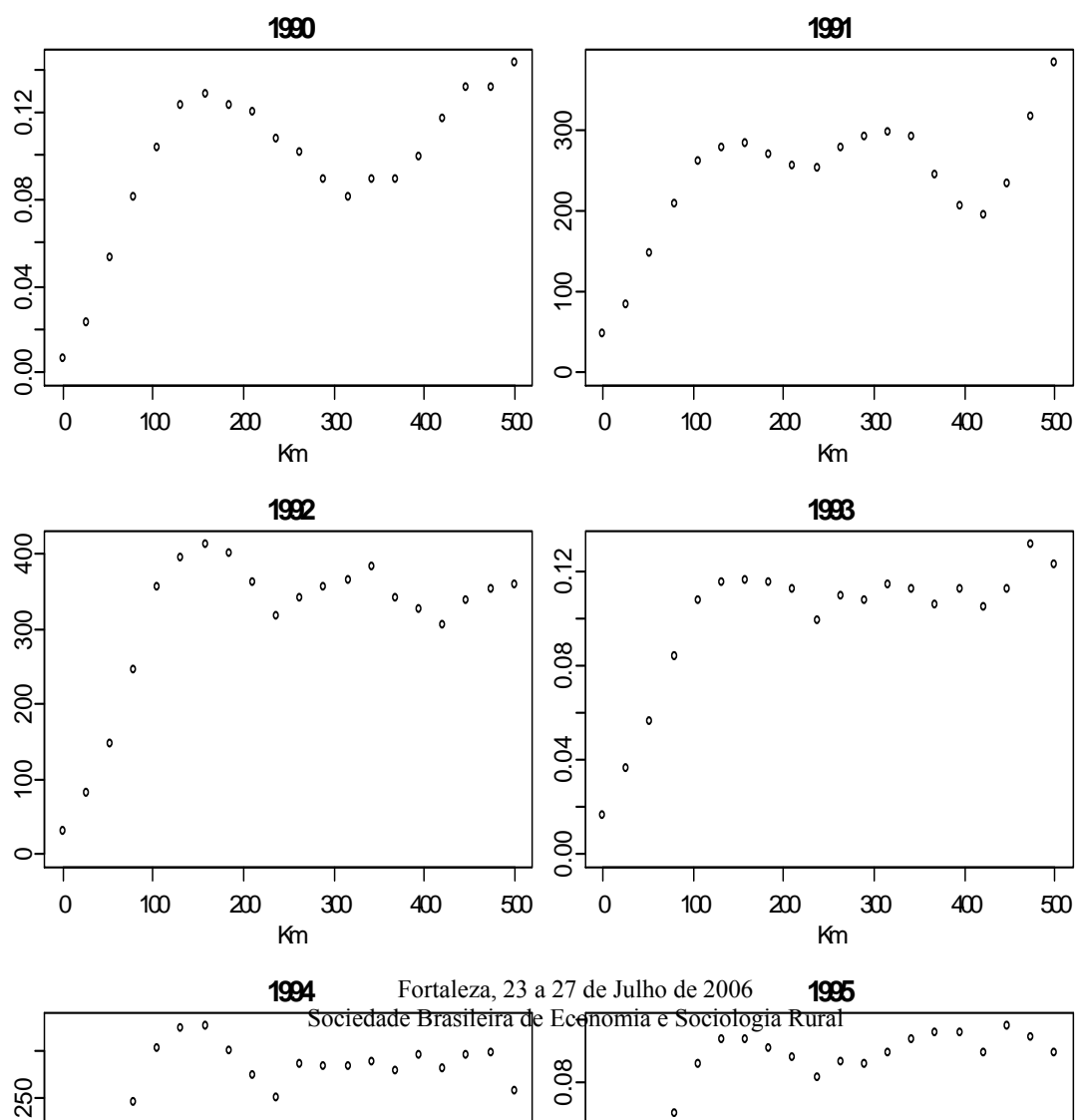
A dependência espacial foi diagnosticada, inicialmente, através da análise exploratória espacial, que fornece uma idéia geral do comportamento dos dados, levando-se em conta a localização destes dados no espaço. Além desta análise inicial, tal dependência pode ser verificada utilizando-se semivariogramas empíricos e envelopes simulados.

Deste modo, para que haja dependência, é desejável que os semivariogramas empíricos se comportem, de acordo com as figuras¹¹ 2, 3, 4 e 5, ou seja, o semivariograma aumenta a taxas decrescentes com distância, mas tende a se estabilizar em certo patamar.

¹⁰ Do termo em inglês *sill*.

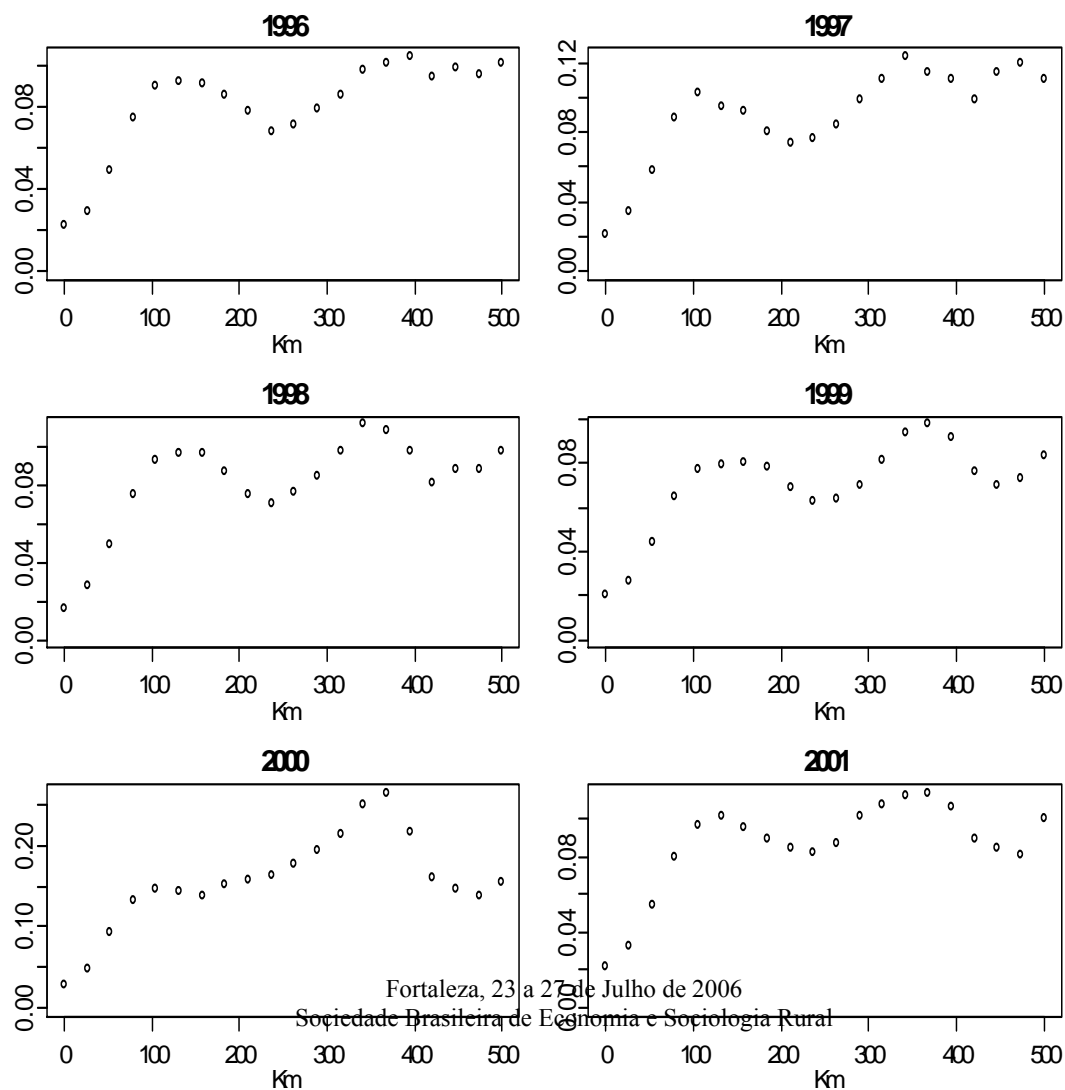
¹¹ Nas figuras, as diferentes escalas no eixo vertical ocorrem devido às diversas transformações aplicadas aos dados iniciais.

Figura 2 – Semivariogramas ajustados para as séries de milho.



Fonte: Resultados da pesquisa

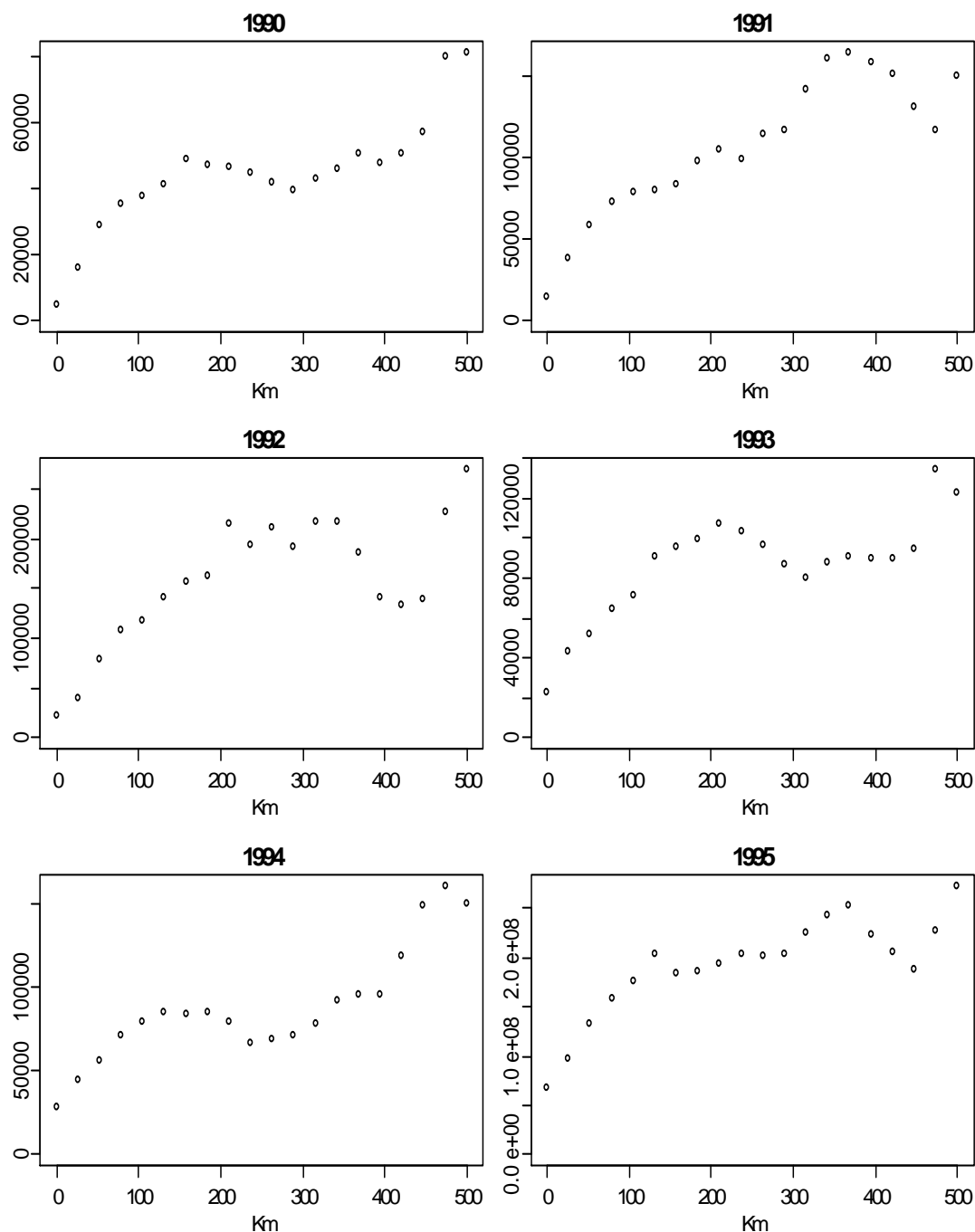
Figura 3 – Semivariogramas ajustados para as séries de milho.





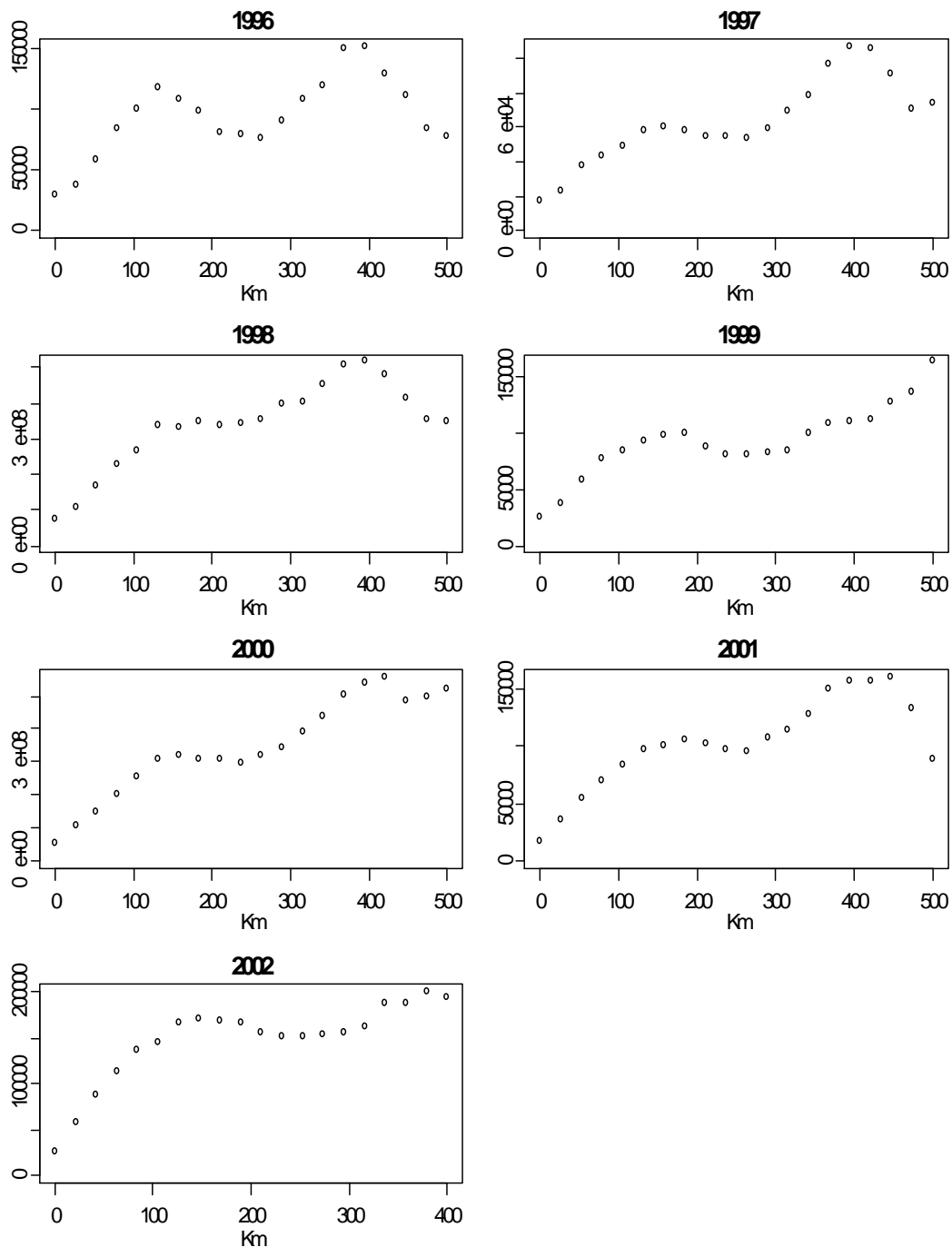
Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 4 – Semivariogramas ajustados para as séries de soja.



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 5 – Semivariogramas ajustados para as séries de soja.



Fonte: Resultados da pesquisa

Na análise dos envelopes simulados¹² (número de simulações igual a 99) deve haver ao menos um ponto do semivariograma fora do envelope. Se isso ocorrer rejeita-se a hipótese nula, de que não há dependência espacial. Nas simulações¹³ houve ao menos um ponto fora dos envelopes. Este fato sugere a existência de correlação espacial nos dados de produtividade.

Na escolha entre os modelos com e sem tendência, através do critério BIC, os modelos sem tendência apresentaram-se mais adequados em todos os casos. Desta forma, utilizou-se não os resíduos, mas os valores originais de produtividade na estimação dos semivariogramas.

Dentre as diversas funções de correlação (5 para cada semivariograma, gerando no total 130 semivariogramas) ajustadas aos modelos, optou-se pela função de correlação esférica, visto que o valor do logaritmo da função de verossimilhança (critério de seleção de modelos) ficou bastante próximo para as diferentes funções de correlação testadas para o cálculo do semivariograma de cada uma das 26 séries.

Neste estudo, estimou-se os semivariogramas para diferentes direções, ou seja, para 0°, 45°, 90° e 135°. Todas os semivariogramas estimados apresentaram um comportamento isotrópico.

A tabela 1, mostra a distância, na qual o semivariograma estabiliza em torno do patamar $\sigma^2(x)$. Percebe-se que, no caso do milho, dos treze anos analisados, em nove a distância é menor do que na soja. Isto mostra que, para estes anos, a extensão da dependência espacial dos dados é em média igual a 132,4 km (milho) e 164,6 km (soja), ou em outras palavras, a correlação espacial, no caso do milho, estabiliza a uma distância equivalente a 80% da soja, em média.

Tabela 1. Distância, em km, estimado pelo método da máxima verossimilhança, no período de 1990 a 2002, no Estado do Paraná.

Ano	Milho	Soja
1990	164,6	173,8
1991	128,5	133,5
1992	118,1	156,8
1993	122,7	168,4
1994	129,6	132,4
1995	129,3	56,6
1996	132,1	113,4
1997	124,7	153,3
1998	124,4	202,7
1999	113,3	106,8
2000	144,1	194,2
2001	137,1	166,6
2002	126,9	124,4
média	130,4	144,8

Fonte: Resultados da pesquisa.

A mínima e a máxima distância ocorreram nos anos de 1999 e 1990, respectivamente, no caso do milho e nos anos de 1995 e 1998, no caso da soja. Na média a

¹² Ver Diggle e Ribeiro (2000) para maiores detalhes.

¹³ Disponibilizado sob requisição ao autor.

distância, na qual a covariância tende a zero, é de aproximadamente 130 e de 145 km, para o milho e a soja, respectivamente.

3.1 Implicações para o seguro agrícola

De modo geral, no mercado de seguros nem todos os riscos são seguráveis. Permanecem muitas formas de perdas econômicas que não podem ser prevenidas. Existem limites, na qual a probabilidade de perda ou dano não pode ser reduzida. Os critérios básicos para a segurabilidade são apontados, a seguir (Booth et al., 1999; Hart et al., 1996; Redja, 1995; Skees e Barnett, 1999; Trowbridge, 1989):

- i) A perda esperada deve ser calculável. Para calcular o prêmio, a seguradora deve ser capaz de estimar a severidade e a frequência média da perda¹⁴;
- ii) As circunstâncias de uma perda devem ser possíveis de definição, além disso, devem ser não intencionais e acidentais¹⁵;
- iii) Deve haver um grande número de unidades expostas, homogêneas e independentes¹⁶ para que se possa obter uma previsão com certo nível de exatidão das perdas médias futuras;
- iv) Frequência e severidade do evento. Quando um risco tem alta frequência e baixa severidade, o custo de transação é elevado a ponto do prêmio não ser economicamente viável;
- v) Não haja perda catastrófica. Se os riscos forem sistêmicos, ou positivamente correlacionadas entre unidades seguradas, a Lei dos Grandes Números não será mais válida;

No mercado de seguro agrícola, todos os critérios são em maior ou menor proporção violados. Todos os problemas encontrados no mercado de seguros ocorrem em graus diferenciados no ramo rural. Por este motivo, o seguro agrícola é considerado pelas seguradoras uma das modalidades de seguro mais arriscadas¹⁷.

¹⁴ Atenção especial deve ser dada ao problema da seleção adversa ou anti-seleção. Este problema se refere ao fato da seguradora fixar uma taxa de prêmio baseada nas perdas médias de sua carteira. Tomando esta decisão, somente aqueles mais propensos a receber a indenização demandarão pelo contrato de seguro. Detalhes em Akerlof (1970), Pauly (1974) e Skees e Reed (1996).

¹⁵ O problema das perdas acidentais ou intencionais é denominada na teoria do seguro como risco moral. Este problema ocorre quando o indivíduo altera seu comportamento depois de contratar o seguro, aumentando sua probabilidade de receber a indenização. Para maiores detalhes ver Arrow (1991, 1968), Chambers (1989), Quiggin et al. (1994) e Goodwin e Smith (1998).

¹⁶ Seja X uma variável aleatória representando a indenização recebida por um grupo de n indivíduos independentes e idênticos. Assim, X_i será uma amostra de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas. Seja $E(X_i) = \mu$ e $V(X_i) = \sigma^2$, para $i = 1, 2, \dots, n$. O coeficiente de variação é uma medida de incerteza associado com a variável aleatória, relativo ao tamanho esperado do risco e dado por $CV_X = \sigma / \mu$. Definido $S = \sum X_i$, então $E(S) = n\mu$ e $V(S) = n\sigma^2$. O coeficiente de variação será $CV_S = \sigma / \mu (n)^{1/2}$. Assim, quando $n \rightarrow \infty$, $CV_S \rightarrow 0$. Este resultado é uma consequência da Lei dos Grandes Números.

¹⁷ Historicamente, os programas de seguro agrícola, em diversos países, são altamente dependentes de aporte governamental, no sentido de oferecer subvenção ao prêmio, arcar com uma parte ou a totalidade do custo administrativo, assumir a responsabilidade nos contratos de maior risco e dar apoio ao resseguro de riscos catastróficos. No Brasil, o apoio governamental na forma de subvenção ao prêmio é um fato relativamente recente. Esforços dos governos estaduais (em São Paulo e no Rio Grande do Sul) e federal (regulamentado pela Lei 10.823, de dezembro de 2003) têm sido realizados, de modo a incentivar a demanda de contratos de seguro agrícola por parte dos produtores.

Particularmente no ramo rural, o risco sistêmico tem um impacto perverso. Em outros ramos, como por exemplo no ramo de automóveis, é pouco provável que os acidentes (sinistros) ocorram simultaneamente em certa região.

Desta forma, a presença do risco sistêmico implica que as unidades seguradas não sejam mais independentes. A existência de dependência espacial torna o prêmio pago pelo contrato de seguro mais caro, em função da elevação do risco. Com isso, menos produtores serão encorajados a demandar pelo seguro, selecionando apenas aqueles que realmente necessitam do seguro, ou seja, os de maior risco.

Desta forma, além da seguradora enfrentar o problema da ocorrência de um evento generalizado extremo, ela concentra os indivíduos mais arriscados em sua carteira, em função do aumento do prêmio. Isto poderá acarretar grandes prejuízos para a seguradora a médio-longo prazo e, no limite poderá inviabilizar as atividades da seguradora no ramo rural, especificamente no seguro agrícola¹⁸.

Outro problema relacionado ao risco sistêmico é o alto custo de verificação do sinistro. Em função da extensão do dano climático, centenas de produtores podem ser atingidos em uma grande área, podendo abranger desde alguns municípios até algumas centenas deles. A verificação e a regulação do sinistro neste caso exigiria da seguradora o treinamento de uma grande quantidade de técnicos (agrônomos), aumentando consideravelmente o custo do seguro¹⁹.

Quando o evento generalizado ocorre, a seguradora tem o direito de acionar o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural (FESR)²⁰, que cobre parte dos prejuízos obtidos pela seguradora (apenas em casos considerados catastróficos).

Teoricamente, o FESR seria um eficiente mecanismo de cobertura dos riscos catastróficos, porém, na prática, isso não ocorre. Por exemplo, na safra 1999/2000, atrasos no momento do repasse dos recursos do Fundo à seguradora Companhia de Seguros do Estado de São Paulo (Cosesp), prejudicou não apenas a imagem da Companhia, mas grande parte dos segurados²¹, que tiveram de esperar por até um ano pela indenização.

Outro modo de cobertura contra riscos generalizados frequentemente utilizado pelas seguradoras é o seguro do seguro, denominado resseguro. Ou seja, um método utilizado pelas seguradoras para pulverizar as responsabilidades. Uma ou mais seguradoras transferem a resseguradora o excesso de responsabilidade que ultrapassa o limite técnico fixado pela Superintendência de Seguros Privados (Susep)²², para cada seguradora.

Outro procedimento utilizado pelas seguradoras para pulverizarem as responsabilidades é o cosseguro²³. A resseguradora, por outro lado, também pode realizar operações de pulverização do risco, denominadas retrocessão²⁴.

É importante ressaltar que neste ponto o resseguro no Brasil ainda é monopólio do IRB-Brasil Resseguros. Mas o governo federal tem manifestado interesse no processo de

¹⁸ Visto que no ramo rural o seguro pode cobrir não apenas a lavoura (seguro agrícola), mas também máquinas e equipamentos, casas e benfeitorias etc.

¹⁹ Na prática, as seguradoras operam com uma quantidade relativamente pequena de técnicos para averiguar os sinistros.

²⁰ O FESR tem como finalidade garantir a estabilidade das operações das seguradoras e atender à cobertura suplementar dos riscos catastróficos.

²¹ Para maiores detalhes ver Ozaki (2005).

²² Órgão vinculado ao Ministério da Fazenda e responsável pelo controle e fiscalização dos mercados de seguro, previdência privada aberta, capitalização e resseguro.

²³ A técnica consiste na distribuição da responsabilidade assumida em um contrato de seguro entre duas ou mais seguradoras, denominadas seguradoras cotizantes ou cosseguradoras.

²⁴ Ou seja, quando ocorre cessão ou repasse de parte de sua responsabilidade ao mercado segurador nacional.

abertura do mercado ressegurador. Isto tende a reduzir os preços dos seguros no Brasil, de modo geral, em virtude da maior concorrência entre resseguradoras estrangeiras.

4 Conclusões

Os resultados mostram que, de fato existe um padrão de dependência espacial nos dados, ou em outras palavras, as unidades seguradas não podem ser consideradas independentes espacialmente.

Este fato tem repercussões perversas no mercado de seguros agrícola, pois o risco de inadimplência das seguradoras perante os segurados é grande, na ocorrência do evento climático extremo.

Na formulação de um programa de seguro em larga escala, o governo, seguradoras e resseguradoras poderiam diversificar espacialmente sua carteira de segurados, devido à existência do risco sistêmico. A diversificação espacial garantiria maior segurança contra a ocorrência de eventos generalizados.

Além da diversificação espacial, as seguradoras que operam neste mercado têm de estar atentas à garantia do resseguro, cosseguro ou a algum outro tipo de cobertura contra riscos catastróficos, como o FESR. Atualmente, o mercado ressegurador e o FESR estão passando por mudanças. O primeiro está passando por um processo de abertura gradual e, o segundo, está sendo reestruturado por um grupo formado pelo IRB-Brasil Re, Susep e Ministério da Agricultura. Salienta-se novamente que, sem a presença destes tipos de cobertura contra riscos catastróficos, o desenvolvimento e a sustentabilidade do mercado de seguro agrícola serão comprometidos.

Uma limitação do estudo, refere-se ao fato de que os dados não discriminam quais anos tiveram queda de produtividade devido à algum fenômeno climático adverso. Se tal informação existisse, seria possível verificar o impacto destes fenômenos climáticos na produtividade agrícola e quantificar (em km) de modo mais exato a extensão de uma seca, por exemplo.

Futuras pesquisas podem se concentrar na análise espacial das propriedades agrícolas. Tomando-se como base um conjunto de propriedades em determinada região, pode-se utilizar os dados de produtividade com o objetivo de interpolá-los, resultando em mapas de predição para a região. Estes mapas poderiam ser de grande utilidade na verificação da produtividade esperada. Informação relevante para o apreamento de contratos de seguro agrícola.

Referências Bibliográficas

- AKERLOF, G.A. The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism. **Quarterly Journal of Economics**, v.84, n.3, p.488-500, Aug. 1970.
- ARROW, K.J. The economics of agency. In: PRATT, J.W.; ZECKHAUSER, R.J. **Principals and agents: the structure of business**. Boston: Harvard Business School Press, 1991. 278p.
- ARROW, K.J. The economics of moral hazard: further comment. **American Economic Review**, v.58, n.3, p.537-538, June 1968.
- AZEVEDO-FILHO, A.J.B.V **Seguros fundamentados em índices de produtividade e renda agrícola regional como instrumentos para administração de riscos no Brasil**. Piracicaba: FAPESP/CNPQ, 2001. 141p. (Relatório de Pesquisa. Subprojeto, 8)
- BOOTH, P.; CHADBURN, R.; COOPER, D.; HABERMAN, S.; JAMES, D. **Modern actuarial theory and practice**. London: Chapman & Hall/CRC, 1999. 716p.
- CHAMBERS, R.G. Insurability and moral hazard in agricultural insurance markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v.71, n.3, p.604-616, Aug. 1989.
- CRESSIE, N.A.C. Geostatistics. **The American Statistician**, v.43, n.4, p.197-202, Nov. 1989.
- CRESSIE, N.A.C. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley & Sons, 1993. 900p.
- CRESSIE, N.A.C.; HAWKINS, D.M. Robust estimation of the variogram, I. **Journal of the International Association for Mathematical Geology**, v.12, p.115-125, 1980.
- DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JUNIOR, P.J. **Model-based geostatistics**. Caxambu: ABE, 2000. 129p.
- DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JUNIOR, P.J.; CHRISTENSEN, O.F. An introduction to model-based geostatistics. In: MØLLER, J. **Spatial statistics and computational methods**. New York: Springer Verlag, 2003. 216p.
- GOODWIN, B.K. Problems with market insurance in agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, v.83, n.3, p.643-649, Aug. 2001.
- GOODWIN, B.K.; SMITH, V.H. Crop insurance, moral hazard and agricultural chemical use. **American Journal of Agricultural Economics**, v.78, p.428-438, May 1998.
- HART, D.G.; BUCHANAN, R.A.; HOWE, B.A. **The actuarial practice of general insurance**. 5.ed. Sydney: The Institute of Actuaries of Australia, 1996. 592p.

- MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, v.58, p.1246-1266, 1963.
- OLIVEIRA, M.C.N. Métodos de estimação de parâmetros em modelos geoestatísticos com diferentes estruturas de covariâncias: uma aplicação ao teor de cálcio no solo. Piracicaba, 2003. 140p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiróz”, Universidade de São Paulo.
- OZAKI, V.A. Métodos atuariais aplicados à determinação da taxa de prêmio de contratos de seguro agrícola: um estudo de caso. Piracicaba, 2005. 324p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiróz”, Universidade de São Paulo.
- PAULY, M.V. Overinsurance and public provision of insurance: the roles of moral hazard and adverse selection. **Quarterly Journal of Economics**, v.88, n.1, p.44-62, Feb. 1974.
- QUIGGIN, J.; KARAGIANNIS, G.; STANTON, J. Crop insurance and crop production: an empirical study of moral hazard and adverse selection. In: HUETH, D.L.; FURTAN, W.H. **Economics of agricultural crop insurance: theory and evidence**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1994. 380p.
- REDJA, G.E. **Principles of risk management and insurance**. New York: Harter Collins College Publishers, 1995. 784p.
- SKEES, J.R.; BARNETT, B.J. Conceptual and practical considerations for sharing catastrophic risks. **Review of Agricultural Economics**, v.21, n.2, p.424-441, 1999.
- SKEES, J.R.; REED, M.R. Rate making for farm-level crop insurance: implications for adverse selection. **American Journal of Agricultural Economics**, v.68, p.653-659, Aug. 1986.
- TROWBRIDGE, C.L. **Fundamental concepts of actuarial science**. Actuarial Education and Research Fund, 1989. 90p.
- WANG, H.W.; ZHANG, H. On the possibility of private crop insurance market: a spatial statistics approach. **The Journal of Risk and Insurance**, v.70, n.1, p.111-124, 2003.