



A Dependência Espacial do Seguro Rural no Brasil

Leonardo Biazoli

Mestrando em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade Federal de Lavras (UFLA), graduando em Ciências Atuariais e graduado no Bacharelado Interdisciplinar em Ciência e Economia pela Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG).

leonardobiazoli19@gmail.com

Patrícia de Siqueira Ramos

Doutora em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade Federal de Lavras (UFLA) e docente do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas (ICSA) da Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG).

patricia.ramos@unifal-mg.edu.br

Lincoln Frias

Doutor em Filosofia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e docente do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas (ICSA) da Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG).

lincoln.frias@unifal-mg.edu.br

Resumo

Este trabalho tem como objetivo analisar a distribuição espacial das apólices de seguro rural dos municípios brasileiros no ano de 2017. Para isso, os dados utilizados foram retirados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento e, como primeira etapa, realizou-se uma análise exploratória. Para ser possível verificar a existência de autocorrelação espacial fez-se uma análise espacial incluindo-se todos os municípios brasileiros e, posteriormente, municípios apenas da região Sul do Brasil, por ser a mais expressiva em relação ao número de apólices. Dessa maneira, por meio do teste do I de Moran global, observou-se que as apólices de seguro rural não estão distribuídas aleatoriamente pelo território nacional, detectando-se a formação de aglomerados espaciais, principalmente os *clusters*, que indicam haver maior similaridade entre municípios próximos geograficamente. Além disso, pode-se observar também a dependência espacial do seguro rural para os estados da região Sul do país.

Palavras-Chave

Seguro rural. Estatística espacial. Índice I de Moran.

Sumário

1. Introdução. 2. Referencial teórico. 2.1 Seguro rural no Brasil. 2.2 Análise Espacial. 2.2.1 Índice I de Moran. 2.2.2 Índice I de Moran local. 3. Metodologia. 3.1 Dados. 3.2 Análise. 4. Resultados e discussão. 4.1 Análise descritiva. 4.2 Análise espacial. 4.2.1 Brasil. 4.2.2 Região Sul. 5. Considerações finais. 6. Referências bibliográficas.



Abstract

The spatial dependence of rural insurance in Brazil

Leonardo Biazoli

Master's student in Statistics and Agricultural Experimentation at the Federal University of Lavras (UFLA), undergraduate student in Actuarial Sciences and Bachelor in Science and Economics at the Federal University of Alfenas (UNIFAL-MG).

leonardobiazoli19@gmail.com

Patrícia de Siqueira Ramos

PhD in Statistics and Agricultural Experimentation at the Federal University of Lavras (UFLA) and professor at the Institute of Applied Social Science at Federal University of Alfenas (UNIFAL-MG).

patricia.ramos@unifal-mg.edu.br

Lincoln Frias

PhD in Philosophy at the Federal University of Minas Gerais (UFMG) and professor at the the Institute of Applied Social Science at Federal University of Alfenas (UNIFAL-MG).

lincoln.frias@unifal-mg.edu.br

Summary

This paper analyzes the spatial distribution of rural insurance policies in Brazilian municipalities in 2017. To this end, it uses data from the Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento and, as a first step, performs an exploratory analysis. To verify the existence of spatial autocorrelation two analyses were conducted: one including all Brazilian municipalities and another one limited to the country's southern region (since this is the region where most policies are located). It was observed that rural insurance policies are not randomly distributed throughout the Brazilian territory, with the detection of groups, mainly spatial clusters which indicate greater similarity between geographically close municipalities. In addition, one can also observe the spatial dependence on rural insurance for states in the southern region of the country.

Keywords

Rural insurance. Spatial Statistics. Moran's Index I .

Contents

1. Introduction. 2. Theoretical reference. 2.1 Rural insurance in Brazil. 2.2 Spatial analysis. 2.2.1 Moran's global Index I . 2.2.2 Moran's local Index I . 3. Methodology. 3.1 Data. 3.2 Analysis. 4. Results and discussion. 4.1 Descriptive analysis. 4.2 Spatial analysis. 4.2.1 Brazil. 4.2.2 South region. 5. Final considerations. 6. Bibliographical references.



Sinopsis

La dependencia espacial del seguro rural en Brasil

Leonardo Biazoli

Estudiante de maestría en Estadística y Experimentación Agropecuaria en la Universidad Federal de Lavras (UFLA), estudiante en Ciencias Actuariales y licenciado Ciencias y Economía por la Universidad Federal de Alfenas (UNIFAL-MG).

leonardobiazoli19@gmail.com

Patrícia de Siqueira Ramos

Doctorado en Estadística y Experimentación Agropecuaria en la Universidad Federal de Lavras (UFLA) y profesora del Instituto de Ciências Sociais Aplicadas de la Universidad Federal de Alfenas (UNIFAL-MG).

patricia.ramos@unifal-mg.edu.br

Lincoln Frias

Doctorado en Filosofía en la Universidad Federal de Minas Gerais (UFMG) y profesor del Instituto de Ciências Sociais Aplicadas de la Universidad Federal de Alfenas (UNIFAL-MG).

lincoln.frias@unifal-mg.edu.br

Resumen

Este artículo tiene como objetivo analizar la distribución espacial de las pólizas de seguro rural en los municipios brasileños en 2017. Los datos utilizados fueron tomados del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Abastecimiento y, como primer paso, se realizó un análisis exploratorio. Para verificar la existencia de autocorrelación espacial, fue empleada el análisis espacial, que incluyó a todos los municipios brasileños y, posteriormente, a los municipios solo en la región sur de Brasil, ya que esta es la más expresiva en relación a el número de pólizas. Por lo tanto, a través de la prueba de lo I de Moran global, se observó que las pólizas de seguro rural no se distribuyen aleatoriamente en todo el territorio brasileño, detectando la formación de patrones espaciales, especialmente grupos, que indican una mayor similitud entre municipios geográficamente cercanos. Además, también se puede observar la dependencia espacial del seguro rural para los estados de la región sur del país.

Palabras-Clave

Seguro rural. Estadística espacial. Índice I de Moran.

Sumario

1. Introducción. 2. Referencial teórico. 2.1 Seguro rural en Brasil. 2.2 Análisis Espacial. 2.2.1 Índice I de Moran. 2.2.2 Índice I de Moran local. 3. Metodología. 3.1 Datos. 3.2 Análisis. 4. Resultados y discusión. 4.1 Análisis descriptivo. 4.2 Análisis espacial. 4.2.1 Brasil. 4.2.2 Región Sur. 5. Observaciones finales. 6. Referencias bibliográficas.



1. Introdução

O setor agropecuário possui grande importância na economia brasileira, com forte participação no Produto Interno Bruto (PIB) do país. No ano de 2017, o PIB do setor agropecuário superou o valor de R\$ 303,751 milhões (BRASIL, 2019). Além disso, o Brasil assume destaque internacional neste setor, sendo um dos maiores produtores e exportadores, por exemplo, nas culturas de café, soja e milho no mercado mundial (BRASIL, 2019).

Dada a importância do setor agropecuário na economia brasileira, o seguro para a atividade rural torna-se um mecanismo eficiente de proteção de renda, pois essa é uma atividade econômica com riscos que fogem ao controle do ser humano. Por sua vez, os seguros, de maneira geral, caracterizam-se pela transferência de risco do segurado para a seguradora. Nesse sentido, o seguro rural não atua de modo diferente: Garcia Filho (2018) destaca que esse tipo de seguro opera como uma importante ferramenta na proteção de renda do produtor rural, uma vez que garante sua rentabilidade.

Como mecanismo de estímulo para o desenvolvimento desse seguro e incentivo para aquisição de apólices pelos produtores, o governo brasileiro criou uma política de subvenção econômica ao prêmio do seguro rural, instituída pela Lei nº 10.823/2003 e Decreto nº 5.121/2004 (BRASIL, 2018). Tal política, denominada de “Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural” (PSR), visa tornar o seguro rural mais acessível aos produtores, de maneira a dividir os custos de aquisição da apólice entre estes e o governo.

Por meio dos relatórios gerados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) pode-se observar que as apólices de seguro rural não são distribuídas de maneira aleatória pelo território brasileiro e, assim, com o objetivo de verificar a existência de dependência espacial, realizou-se uma análise espacial da variável de interesse.

Dessa maneira, este estudo tem como objetivo elaborar uma análise da distribuição espacial das apólices de seguro rural para o Brasil no ano de 2017. Ou seja, pretende-se responder à seguinte pergunta: o seguro rural é distribuído aleatoriamente pelo território brasileiro? Além disso, outras questões subjacentes ao estudo são: quais culturas mais demandam seguro rural, quais localidades mais o contrataram e quais os tipos de sinistros mais frequentes.



2. Referencial teórico

2.1 Seguro rural no Brasil

A agricultura é uma atividade com grau de risco elevado, pois além de sofrer com variações nos preços, é atingida por questões climáticas que podem trazer sérios prejuízos (VIEIRA JUNIOR *et al.*, 2009). Isso faz com o que o seguro seja importante para tal atividade, com o intuito de garantir a renda para o produtor devido à ocorrência de sinistros causados por fatores climáticos e/ou flutuações nos preços.

Com isso, Adami e Ozaki (2012) destacam que o seguro rural era uma reivindicação antiga do setor agropecuário que, até 2003, pouco evoluiu, principalmente devido ao alto custo do prêmio cobrado pelas seguradoras. Diante disto, sancionou-se a Lei nº 10.823/2003 para auxiliar na aquisição do seguro rural pelos produtores, pois a partir dela o governo brasileiro contribuiria com o valor do prêmio do seguro. Portanto, essa medida foi um passo importante para o desenvolvimento e popularização do seguro rural no país. O governo federal criou um programa para gerir os riscos inerentes às atividades rurais, o PSR, instituído pelo Decreto nº 5.121/2004 e que veio a regulamentar a Lei nº 10.823/2003.

O PSR surge com o objetivo de impulsionar o mercado de seguro rural e contribuir para que o produtor possa adquirir apólices deste seguro, uma vez que o governo se responsabiliza por parte do pagamento desses custos de aquisição. As diretrizes básicas do PSR são: (i) massificar a utilização do seguro rural; (ii) assegurar seu papel como mitigador dos efeitos dos riscos climáticos das atividades agropecuárias; (iii) reduzir o custo de aquisição da apólice (prêmio) e (iv) induzir o uso de tecnologias adequadas e modernizar a gestão do empreendimento agropecuário (BRASIL, 2018).

Em relação aos recursos disponibilizados para o PSR, há grandes flutuações desde seu início até os anos mais recentes, o que reduz a confiança e prejudica o planejamento dos agentes envolvidos, fazendo com que os objetivos propostos pelo programa não sejam cumpridos. Desde 2006 até 2014, em média, houve crescimento para o mercado, com diminuições no orçamento disponibilizado apenas de 2009 para 2010. Este permaneceu todo o restante do período com aumentos. Em 2014, os recursos repassados para o programa somaram quase R\$ 700 milhões – até então o ano com maior valor do PSR.

No ano de 2015, o montante disponibilizado pelo governo para subvencionar as apólices de seguro rural passou por uma queda acentuada (menos R\$ 300 milhões). Os motivos apontados nos relatórios do MAPA, tanto em 2010 como em 2015, foram a restrição fiscal e o contingenciamento de despesas do governo federal (BRASIL, 2016). Posteriormente, em 2016, o orçamento do PSR cresceu para R\$ 400 milhões e, em 2017, totalizou R\$ 371,40 milhões, a serem utilizados para subvenção de apólices contratadas ao longo do ano.

Diante da área plantada e do valor bruto da produção agropecuária nacional, verifica-se que o mercado do seguro rural ainda não é condizente com a importância desse setor para a economia brasileira (BRASIL, 2018). Além disso, a área segurada pelo PSR representou, em 2017, aproximadamente 6,1% da área plantada (BRASIL, 2018).



Dada a relevância do setor agropecuário para a economia brasileira, é possível entender que o seguro rural é um mecanismo eficiente para a proteção de renda para o produtor, e que o PSR atua como um significativo meio de incentivo para a aquisição das apólices desse tipo de seguro. Assim, este trabalho propõe avaliar a distribuição da apólice de seguro rural para o Brasil no ano de 2017 por meio da análise espacial, técnica estatística descrita a seguir.

2.2 Análise espacial

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é uma coleção de técnicas para a análise estatística de informações geográficas, destinadas a encontrar padrões espaciais nos dados e sugerir hipóteses, impondo a menor estrutura prévia possível (ALMEIDA; HADDAD; HEWINGS, 2005). Portanto, a AEDE busca descrever como as regiões se correlacionam espacialmente, de modo a verificar a existência de padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) e identificar localidades atípicas (*outliers* espaciais) (ALMEIDA, 2012).

Algumas das estatísticas presentes na AEDE incluem: *I* de Moran, *C* de Geary e outras. Dentre estas, a estatística do *I* de Moran é uma das mais utilizadas e abordadas na literatura. Segundo Almeida (2012), o primeiro passo da AEDE é verificar se os dados são distribuídos aleatoriamente no espaço, ou seja, se o valor de uma localidade não interfere no valor de outra localidade, contra a hipótese de dependência espacial.

2.2.1 Índice *I* de Moran

A medida estatística *I* de Moran que fornece a autocorrelação espacial e pode assumir valores positivos e negativos ($-1 \leq I \leq 1$). Quando *I* apresenta um valor positivo, há indicação de similaridade entre os dados, ou seja, existe uma tendência de maior formação de *clusters* espaciais (pontos do tipo Alto-Alto e Baixo-Baixo). Já quando *I* exibe um valor negativo, fica sugerida uma dissimilaridade entre os dados, com tendência a haver mais regiões com situações opostas em relação à variável de interesse, os *outliers* espaciais (pontos do tipo Alto-Baixo e Baixo-Alto).

Assim, conforme mencionado por Almeida (2012), a estatística *I* de Moran, que fornece uma medida para a autocorrelação espacial, pode ser calculada por:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{(\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j)}{\sum_i z_i^2}$$

em que *n* é o número de regiões, *z* denota os valores da variável de interesse padronizada, isto é, z_i é a variável y_i padronizada, $(y_i - \bar{y})$, z_j é a variável y_j padronizada, $(y_j - \bar{y})$, e w_{ij} é um elemento referente à região *i*, e a região *j* da matriz normalizada de ponderação espacial, denotada por **W**. S_0 , é igual a $\sum \sum w_{ij}$, ou seja, o somatório dos pesos espaciais da matriz **W**.

A matriz de ponderação espacial W é uma matriz quadrada de dimensão $n \times n$, com os respectivos pesos espaciais (w_{ij}) que representam o grau de conexão entre as regiões com base em algum critério, como a contiguidade e/ou a distância geográfica. Para as matrizes de ponderação espacial baseadas na contiguidade, criou-se a ideia de que duas regiões contíguas possuem uma maior interação espacial e, assim, a matriz de pesos espaciais binários assume valor 1 se as regiões são vizinhas, e 0, caso contrário. A matriz de contiguidade pode assumir a convenção rainha (*queen*), a convenção torre (*rook*) ou, ainda, a convenção bispo (*bishop*) (ALMEIDA, 2012).

Após escolher a matriz de ponderação espacial, calcula-se a estatística I de Moran de modo a ser possível testar a hipótese nula de aleatoriedade espacial. A média teórica do I de Moran, caso não haja padrão espacial nos dados, foi apontada por Felema *et al.* (2016) como sendo:

$$E(I) = \frac{-1}{n-1}$$

Desse modo, o valor esperado da estatística I de Moran deve ser igual à média teórica, porém, levando-se em conta os limites da significância estatística, os valores maiores que $E(I)$ indicam autocorrelação positiva, e os valores abaixo de $E(I)$, autocorrelação negativa.

No entanto, para verificar a significância estatística do I de Moran, Almeida (2012) destaca duas possibilidades. A primeira delas seria pressupondo normalidade da distribuição, ou seja, considera-se que a estatística I de Moran pode ser aproximada por uma normal padrão, ou seja, uma normal com média igual a 0 e desvio padrão igual a 1. A segunda forma é a permutação aleatória, em que, por meio de uma permutação dos dados espaciais, pode ser obtida uma distribuição empírica empregada para verificar a significância da estatística I . Essa segunda maneira é a mais utilizada, já que não há pressupostos acerca da distribuição envolvida (CÂMARA *et al.*, 2004).

Além do I de Moran, uma outra maneira de visualizar a existência ou não de aleatoriedade espacial é por meio do diagrama de dispersão de Moran. No eixo x está a variável de interesse para cada região, e no eixo y está a média da variável para as regiões vizinhas. Esse diagrama mostra a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. Permite identificar quatro tipos de associação espacial: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA) (ALMEIDA, 2012). Portanto, regiões com situações parecidas com as de sua vizinhança são AA e BB, e as regiões com situações opostas às de sua vizinhança são AB e BA. O I de Moran global nos fornece a informação sobre o sinal da autocorrelação espacial. Então, para saber sobre a situação de cada observação, torna-se necessário o cálculo do I de Moran local.



2.2.2 Índice I de Moran local

Com o objetivo de capturar padrões locais de autocorrelação espacial, Anselin (1995) propôs os *Local Indicators of Spatial Association* – LISA. Esses indicadores locais permitem a decomposição de indicadores globais, como o I de Moran, na contribuição de cada observação individual e, também, são uma estatística capaz de satisfazer dois critérios: (i) indicar *clusters* espaciais significativos estatisticamente; (ii) demonstrar que a soma de indicadores locais (LISAs) para todas as observações é proporcional a um indicador global de associação espacial (ANSELIN, 1995).

Assim, o coeficiente I_i de Moran local para uma variável y padronizada, observada na região i , pode ser definido como (ALMEIDA, 2012):

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j,$$

em que, analogamente ao I de Moran global, as observações z_i e z_j representam os desvios de y_i e y_j em relação à média. O somatório sobre j é tal que apenas os valores vizinhos $j \in J_i$ são incluídos, onde J_i é um conjunto de vizinhos de i .

O coeficiente I_i de Moran local classifica cada observação no diagrama de dispersão de Moran (AA, BB, AB, BA), sendo que, para cada observação, é computado um I_i (ALMEIDA, 2012).

Dessa maneira, obtêm-se n valores da estatística I_i e seus respectivos níveis de significância, o que pode ser motivo para confundir o pesquisador. Então, Almeida (2012) sugere o uso de mapas LISA que, por sua vez, retratam apenas as regiões significativas para o estudo. Esse tipo de mapa combina a informação do diagrama de dispersão de Moran com a informação de significância de cada observação (ALMEIDA, 2012).

3. Metodologia

3.1 Dados

O objetivo deste trabalho é analisar a distribuição espacial de apólices de seguro rural dos municípios brasileiros para o ano de 2017. Os dados sobre tal seguro utilizados neste trabalho estão disponíveis no endereço eletrônico do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Já a base de informações geográficas do território brasileiro está acessível no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Esses dados são referentes a 5.568 municípios do Brasil do período de 2006 a 2017. O conjunto de dados é composto pelas seguintes variáveis: cultura, seguradora, ocorrência de sinistros, número de apólices, valor segurado, valores dos prêmios, valor do PSR e indenizações. Para realizar as análises deste artigo utilizou-se a linguagem de programação *Python* (PYTHON, 2019), por meio da interface *Google Colab*, com o uso de pacotes como: *Pandas*, *Geopandas* e *Pysal* (para lidar com os dados espaciais e efetuar a análise espacial).



3.2 Análise

A primeira parte do estudo consiste em efetuar a análise descritiva dos dados para compreender o comportamento das apólices de seguro rural no Brasil no ano de 2017. Assim, buscou-se responder às questões apresentadas na Introdução: quais culturas mais demandam seguro rural, quais localidades mais o contrataram, quais os tipos de sinistros mais frequentes e o número de apólices contratadas pelo PSR.

Essa análise exploratória foi desenvolvida por meio de medidas estatísticas e gráficos. Além desses gráficos foram gerados também mapas temáticos (quantis e Fisher Jenks). O mapa quantis revela os quantis da variável “interesse” e busca obter divisão regular das observações em cada intervalo, sendo que o número de divisões a ser utilizado é definido pelo usuário. Já o mapa Fisher Jenks cria uma divisão em intervalos, de forma que a variância dos valores da variável em estudo seja mínima em cada intervalo.

Após ser realizada a análise descritiva, partiu-se para a investigação e mensuração da autocorrelação espacial por meio do I de Moran global, em que foi utilizada a matriz de ponderação espacial de convenção rainha. Testou-se a significância do I de Moran por meio do valor- p simulado através da permutação aleatória, considerando-se um nível de significância de 5%. Em seguida, fez-se a visualização do diagrama de dispersão de Moran e do mapa LISA, com o intuito de identificar os *clusters* e *outliers* espaciais. O nível de agregação proposto para a análise espacial foi o de municípios, ou seja, os dados utilizados referem-se ao número de apólices de seguro rural para cada município brasileiro.

4. Resultados e discussão

4.1 Análise descritiva

Os recursos disponibilizados pelo governo federal para o PSR sofreram grandes flutuações, fazendo com que o número de apólices contratadas por meio do programa também oscilasse. No período de 2006 a 2009 houve um aumento no número de apólices de seguro rural, mas em 2010 se deu uma queda. Depois desse período, um incremento foi demonstrado, atingindo seu ponto máximo em 2014, com mais de 100 mil apólices. Em 2015 há novo decréscimo no número de apólices, que volta a crescer em 2016, reduzindo-se em grau menor em 2017.

As expressivas reduções no número de apólices em 2010 e 2015 devem-se à restrição fiscal e ao contingenciamento do governo federal, ocasionando em redução orçamentária para o PSR, e interrompendo, assim, o desenvolvimento do programa e do número de produtores beneficiados (BRASIL, 2016).



A Tabela 1 aponta medidas estatísticas para as apólices de seguro rural, tanto para o Brasil como para a região Sul. Diante disso, pode-se observar que 50% dos municípios brasileiros não adquiriram apólices de seguro rural e que os outros municípios adquiriram entre cinco e 951 apólices de seguro. Já o Sul é mais presente na busca por esse seguro, uma vez que pelo menos 75% dos seus municípios o contrataram, e os valores para essa localidade são maiores quando comparados aos de todo o Brasil.

Tabela 1 – Medidas estatísticas para apólices de seguro rural no ano de 2017

	Média	Desvio padrão	Mínimo	1º quartil	2º quartil	3º quartil	Máximo
Brasil	13,75	48,79	0	0	0	5	951
Região Sul	41,36	83,03	0	1	10	45	951

Fonte: Elaboração própria. Fonte dos dados: Brasil (2018).

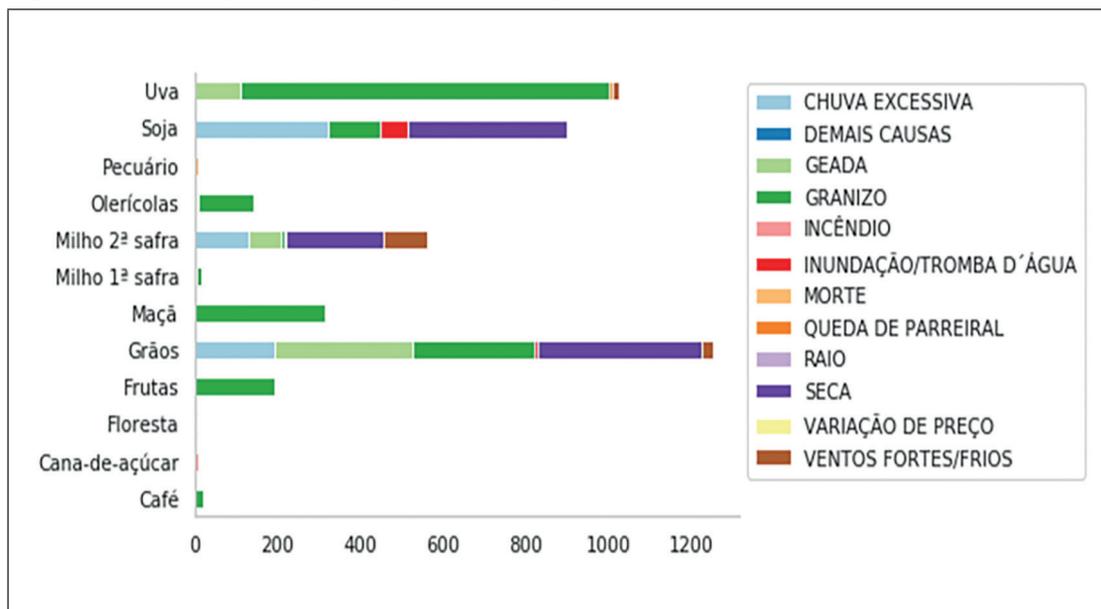
Quanto à configuração de apólices por estados, pode-se verificar que os estados da região Sul do país, mormente, obtiveram a maior parcela de apólices de seguro rural do Brasil em relação aos demais estados das outras regiões. Os municípios que se destacaram com as maiores quantidades de apólices desse seguro também estão localizados no Sul, sendo eles: Flores da Cunha – RS (951 apólices), São Joaquim – SC (736 apólices), Caxias do Sul – RS (736 apólices), Toledo – PR (731 apólices) e Farroupilha – RS (724 apólices).

As culturas que representaram os maiores percentuais em relação às apólices de seguro rural, para o ano de 2017, foram: soja (45%), milho 2ª safra (15%), uva (12%), trigo (7%), arroz (4%), maçã (3%) e café (2%). Assim, os grãos e as frutas foram os que mais demandaram subvenção do governo, representando, aproximadamente, 90% do número de apólices seguradas.

Dentre as apólices contratadas, em apenas 7% ocorreram sinistros (4.471 apólices). Em sua grande maioria, estes foram causados por: granizo, seca, chuva excessiva e geada, significando, respectivamente, 45%, 23%, 15% e 12% dos sinistros que aconteceram em 2017.

A Figura 1 revela os motivos de sinistro mais frequentes para as culturas e/ou grupos. Na cultura da uva é possível verificar a ocorrência de sinistros por conta de granizo e geada; já para o grupo de grãos, além do granizo e da geada, foram recorrentes também a seca e a chuva excessiva. Nos grupos das frutas e olerícolas, o evento que mais se destacou foi, novamente, o granizo.

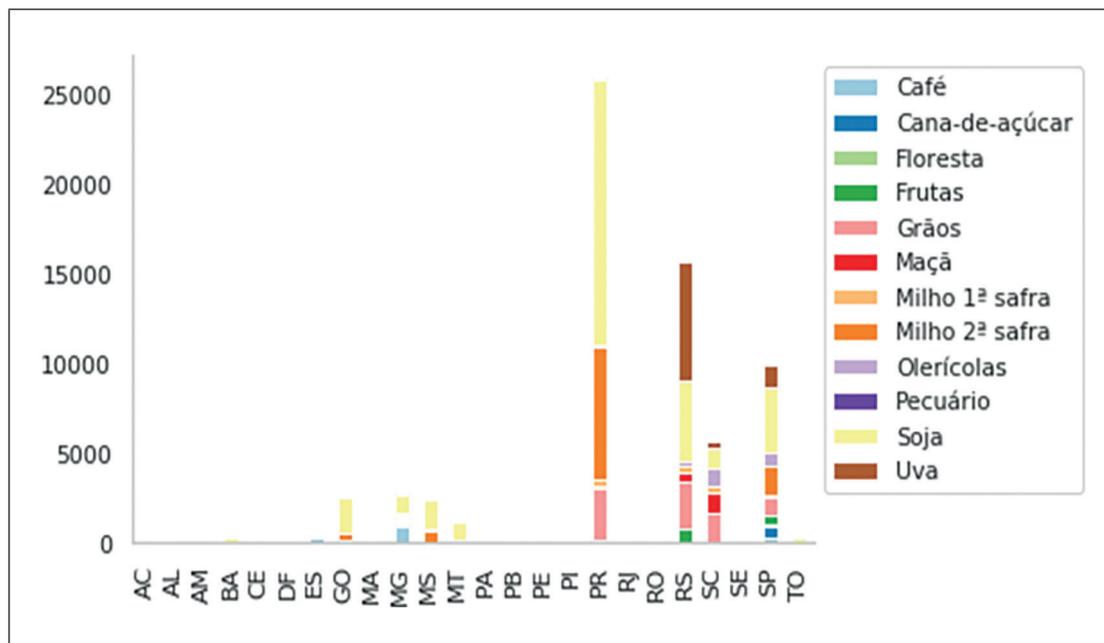
Figura 1 – Distribuição de apólices por cultura e tipo de sinistro



Fonte: Elaboração própria. Fonte dos dados: Brasil (2018).

A Figura 2 apontou o volume das apólices por estado, considerando as culturas. Houve forte presença dos estados da região Sul e também do estado de São Paulo. O Paraná adquiriu mais apólices de soja, milho 2ª safra e grãos, enquanto Rio Grande do Sul e Santa Catarina contrataram também apólices para uva, grãos e maçã. Os demais estados do Brasil não foram presentes na aquisição de apólices de seguro rural.

Figura 2 – Distribuição de apólices por estado e cultura

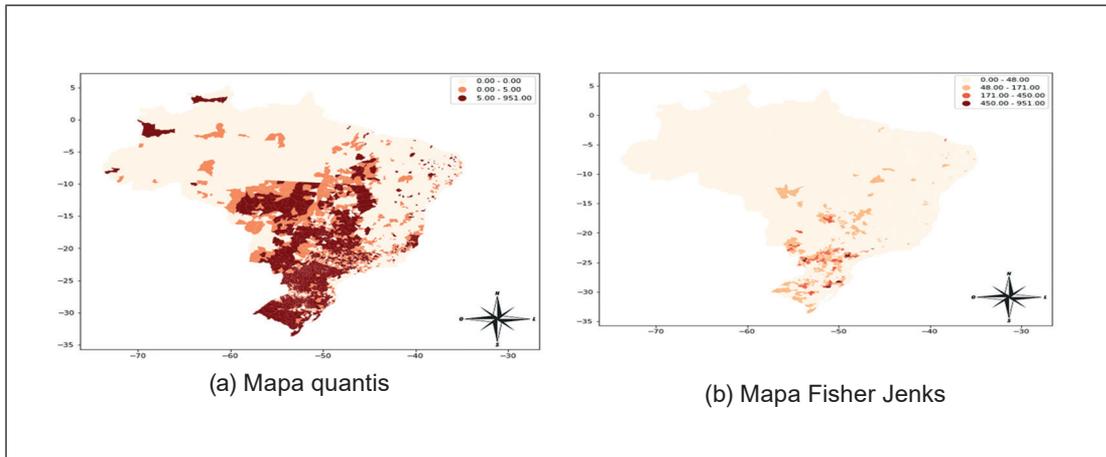


Fonte: Elaboração própria. Fonte dos dados: Brasil (2018).

4.2 Análise espacial

4.2.1 Brasil

Inicialmente, em busca de encontrar possíveis áreas influentes de apólices de seguro rural, foram feitos mapas temáticos do Brasil, conforme indica a Figura 3. Observou-se que os dados referentes a todo país são inflacionados de zeros, pois vários municípios não contrataram apólices de seguro rural, e esse fato prejudicou a visualização de uma tendência presente de áreas influentes no mapa dos quantis, conforme a Figura 3a. Já o mapa Fisher Jenks mostrou uma melhor visualização, uma vez que busca dividir os intervalos de valores de forma mais equilibrada e, dessa maneira, na Figura 3b é possível verificar uma concentração maior de apólices no sul do país.

Figura 3 – Mapas temáticos para o Brasil

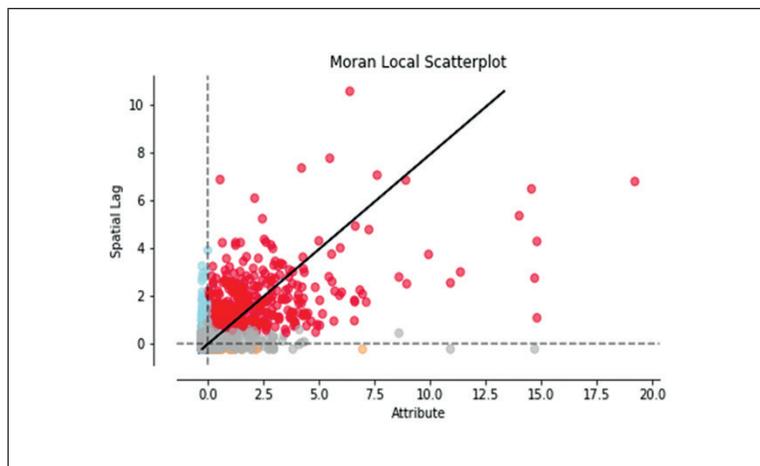
Fonte: Elaboração própria. Fonte dos dados: Brasil (2018).

Outro ponto importante para a análise são os valores dos intervalos gerados pela Figura 3 para cada tipo de mapa. No mapa dos quantis, o último intervalo apresenta uma amplitude muito grande (de cinco até 951 apólices). Em contrapartida, a amplitude dos intervalos gerados pelo mapa Fisher Jenks é menor, destacando, assim, majoritariamente, os municípios com mais de 48 apólices.

Apesar dos mapas temáticos da Figura 3 sugerirem dependência espacial do número de apólices de seguro no Brasil, é essencial investigar essa dependência por meio da estatística I de Moran global, cujo valor foi 0,524, com valor- p simulado de 0,001, possuindo significância ao nível de 5%. Com isso, rejeita-se a hipótese nula (H_0) que representa a aleatoriedade espacial, ou seja, assim é apontada a existência de dependência espacial dos dados. Por sua vez, a autocorrelação espacial positiva indica maior tendência de *clusters* espaciais, isto é, formação de aglomerados com comportamentos semelhantes, mas não exclui a possibilidade de haver *outliers* espaciais.

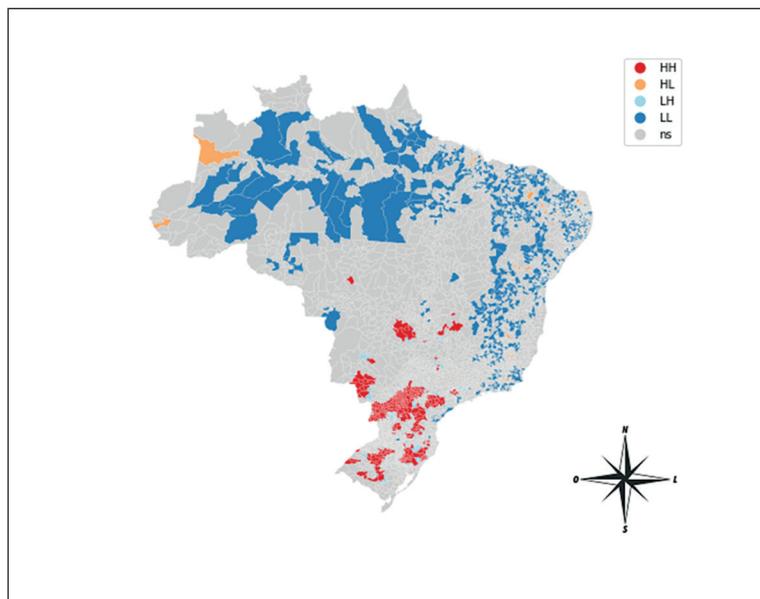
Assim, com a autocorrelação espacial positiva, municípios com altos valores de apólices de seguro rural tendem a estar próximos de vizinhos com altos valores dessa variável, e o oposto também acontece, isto é, municípios com poucas apólices de seguro rural circundados de vizinhos na mesma situação. Uma análise mais detalhada foi realizada por meio do I de Moran local e do diagrama de dispersão de Moran. O diagrama e o mapa LISA para o Brasil são apresentados nas Figuras 4 e 5, respectivamente, onde se encontram as áreas que foram significativas ao nível de 5%, com sua classificação: AA, BB, AB ou BA.

Figura 4 – Diagrama de dispersão do número de apólices de seguro rural no Brasil



Fonte: Elaboração própria.

Figura 5 – Mapa LISA do número de apólices de seguro rural no Brasil



Fonte: Elaboração própria.



Portanto, por meio do cálculo do índice de Moran local nota-se a presença de aglomerados espaciais. Os aglomerados espaciais do tipo AA (ou HH) estão concentrados, especialmente, no sul do país e em partes nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. Esses municípios obtêm muitas apólices de seguro rural e estão rodeados de municípios com situação semelhante. Os *clusters* espaciais BB (ou LL) se apresentam na porção leste brasileira e também nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. Outro comportamento percebido no mapa LISA foi a existência de *outliers* espaciais, do tipo AB (ou HL) e BA (ou LH), porém não foram encontrados muitos municípios nesse contexto.

Diante dos resultados obtidos, pode-se dizer que as apólices de seguro rural não estão distribuídas aleatoriamente pelo território brasileiro. Assim, como houve maior concentração de *clusters* espaciais do tipo AA no sul do país, resolveu-se estudar a distribuição espacial do seguro rural nessa região.

4.2.2 Região Sul

O Sul apresenta uma forte demanda por apólices de seguro rural quando comparado às demais regiões do Brasil, e isso também pode ser visto na análise espacial do país. De maneira análoga ao Brasil, realizou-se a mensuração do *I* de Moran global para ser possível verificar a existência de padrões de associação espacial e, em seguida, buscou-se enxergar padrões locais.

Após calcular o *I* de Moran global, encontrou-se o valor de 0,541 para a estatística e demonstrou-se que o índice possui significância ao nível de 5%, rejeitando-se a hipótese nula. Similarmente ao índice de Moran global do Brasil, o índice para a região Sul foi positivo, indicando a tendência de *clusters* espaciais.

Posteriormente, notou-se uma tendência de pontos do tipo AA no norte e sudeste da região Sul do país. O Paraná, em especial, é o estado dessa região com mais municípios do tipo AA: foram 96 localidades. Depois vêm Rio Grande do Sul, com 24 municípios, e Santa Catarina, com sete. Os *clusters* espaciais do tipo BB se concentram, principalmente, nas regiões metropolitanas e na região litorânea.

Diante dos resultados obtidos pode-se observar que, além da dependência espacial do seguro rural no Brasil, a variável de interesse não está distribuída aleatoriamente pelos estados do Sul. Além disso, nessa região do país, os municípios com comportamento AA estão localizados na porção norte e sudeste.



5. Considerações finais

O setor agropecuário é considerado a locomotiva da economia brasileira. No entanto, detém um grau de risco elevado, uma vez que está sujeito aos riscos de eventos climáticos e variações de preço. Então, o seguro rural age como um mecanismo eficiente de proteção de renda dos produtores rurais.

Diante disto, este trabalho buscou responder à seguinte pergunta: o seguro rural é distribuído aleatoriamente pelo Brasil? Também foi realizado um estudo sobre as culturas que mais vão em busca de tal seguro, os tipos de sinistros mais frequentes e os estados que mais contrataram apólices de seguro rural.

Os resultados obtidos para a distribuição de apólices desse tipo de seguro para o Brasil em 2017 revelaram que as culturas mais expressivas na demanda foram a soja, o milho 2^a safra, a uva, o trigo e o arroz, que representaram, conjuntamente, mais de 80% das apólices do PSR. Quanto aos sinistros mais frequentes, cabe destacar que o granizo, a seca, a chuva excessiva e a geada corresponderam a mais de 90% dos sinistros ocorridos.

Dessa maneira, ao investigar possíveis áreas influentes para as apólices de seguro rural, observou-se uma concentração de apólices no sul do país. A fim de perceber a dependência espacial, calculou-se o *I* de Moran global, que revelou uma autocorrelação espacial positiva, demonstrando uma tendência maior de *clusters* espaciais. Portanto, as apólices não se distribuíram aleatoriamente no Brasil em 2017, de modo que os municípios da região Sul, principalmente, representam aqueles com comportamento Alto-Alto.



6. Referências bibliográficas

ADAMI, A. C. O.; OZAKI, V. A. Modelagem estatística dos prêmios do seguro rural. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 1, p. 60-75, 2012.

ALMEIDA, E. **Econometria espacial**. Campinas, SP: Ed. Alínea, 2012. 498 p.

ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 1, 2005.

ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

BRASIL. **Agropecuária Brasileira em Números**. Brasília, DF: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2019. 11 p.

BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório das indenizações pagas de 2006 a 2015**. Brasília, DF: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2016. 80 p.

BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2017**. Brasília, DF: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2018. 23 p.

CÂMARA, G. *et al.* Análise espacial de áreas. *In*: DRUCK, Suzana; CARVALHO, Marília Sá; CÂMARA, Gilberto; MONTEIRO, Antônio Miguel Vieira (Orgs.) **Análise espacial de dados geográficos**. Brasília: EMBRAPA, 2004. p. 157-182.

FELEMA, J. *et al.* Um estudo da produtividade do feijão, do milho e da soja na agricultura paranaense, nos anos 2000 e 2010: uma análise espacial. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 36, n. 4, p. 817-842, mar. 2016.

GARCIA FILHO, J. **Análise de Dados de áreas aplicada a indicadores de seguridade rural para a agricultura do café**. 2018. 82f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2018.

PYTHON. **The Python programming language**. Disponível em: <https://docs.python.org/3/reference/> Acesso em: 11 mar. 2019.

VIEIRA JUNIOR, P. A. *et al.* Um modelo integrado de gestão do risco agrícola para o Brasil. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 8, p. 1-40, out./mar.2008/2009.

