

Ronaldo Torres¹

ORCID: [0000-0002-5295-7969](https://orcid.org/0000-0002-5295-7969)

André Luis Zorzi²

ORCID: [0000-0002-6861-2068](https://orcid.org/0000-0002-6861-2068)

Gabriele Silva de Almeida³

ORCID: [0000-0002-8508-6805](https://orcid.org/0000-0002-8508-6805)

Vitor Augusto Ozaki⁴

ORCID: [0000-0002-0781-4475](https://orcid.org/0000-0002-0781-4475)

¹ Doutorando em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)
torresronaldo@usp.br

² Doutorando em Economia pela Universidade de Brasília (UnB)
andrezorzi.luis@hotmail.com

³ Graduanda em Engenharia Agrícola pela ESALQ-USP
gabrielealmeida@usp.br

⁴ Doutor em Economia Aplicada e Professor no Pós-Graduação em Economia Aplicada da ESALQ-USP
vitorozaki@usp.br

RESUMO

Este artigo analisou a distribuição espacial do risco de seguros agrícolas para culturas temporárias e permanentes, atendidas pelo Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), na região Sul do Brasil, no período de 2006 a 2021. Para isso, o Índice de Sinistralidade e o Índice de Risco Relativo foram utilizados como indicadores. Além deles, aplicou-se o Índice de Moran para identificação de regiões em que há maior ou menor concentração de risco. Os resultados evidenciaram a concentração dos recursos do programa em poucas culturas agrícolas para ambos os grupos estudados, temporárias e permanentes. Ainda assim, a oferta de seguro diversificada entre esses grupos mostrou-se como estratégia de redução de riscos sistêmicos. Ademais, o Índice de Moran revelou que o Rio Grande do Sul concentra aglomerados de municípios com alto risco considerando as culturas temporárias, principalmente nas mesorregiões Sudeste, Noroeste, Centro Ocidental e Centro Oriental, onde a concentração de recursos deve ser mais evitada.

Palavras-chave: Seguro agrícola; Diversificação; PSR; I de Moran; Macrorregião Sul do Brasil

ABSTRACT

This article analyzed the spatial distribution of agricultural insurance risk for temporary and permanent crops covered by the Rural Insurance Premium Subsidy Program (PSR) in southern Brazil from 2006 to 2021. To this end, the Loss Ratio and the Relative Risk Ratio were used as indicators. In addition, the Moran Index was applied to identify regions where there is a greater or lesser concentration of risk. The results showed that the program's resources are concentrated in a few crops for both the temporary and permanent groups studied. Even so, offering diversified insurance to these groups proved to be a good strategy for reducing systemic risks. In addition, Moran's Index revealed that Rio Grande do Sul concentrates clusters of municipalities with high risk considering temporary crops, mainly in the Southeast, Northwest, Western Center, and Eastern Center mesoregions, where the concentration of resources must be avoided.

Keywords: Crop insurance; Diversification; PSR; I of Moran; Southern Brazil Region

Código JEL: Q19

INTRODUÇÃO

O seguro rural é um instrumento-chave de política agrícola para a modernização da agricultura e a garantia de sua competitividade. O mecanismo permite ao produtor proteger-se de perdas decorrentes de fenômenos climáticos adversos, pragas ou doenças, garantindo uma renda mínima em casos de sinistros, através da transferência do risco para outros agentes econômicos. O produtor rural transfere uma despesa futura e incerta, de valor elevado, por uma despesa antecipada e certa com um valor relativamente menor, denominada de prêmio (Ozaki, 2005). A ausência de um sistema confiável de seguro rural favorece o surgimento de restrições no sistema produtivo, uma vez que o seguro rural também exerce papel preponderante na concessão de crédito ao produtor, na medida que minimiza a inadimplência (Almeida, 2007).

O setor agrícola destaca-se por apresentar alto nível de risco, devido a variabilidade no rendimento físico em função de adversidades ambientais e no preço de venda dos produtos (Ozaki, 2007). Sendo assim, o desenvolvimento satisfatório e eficaz do seguro rural depende da caracterização e compreensão dos riscos associados à produção.

De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), os estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul produziram 32% do total nacional de cereais, leguminosas e oleaginosas, no ano de 2021 (IBGE, 2023). Além disso, os dados do MAPA (Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento) mostram que, no mesmo ano, os estados do Sul contrataram cerca de 67% do percentual total de apólices subvencionadas pelo Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) (Brasil, 2022).

Assim, é importante entender a dinâmica do cultivo das diferentes culturas agrícolas nesses estados, para contribuir com as tomadas de decisões dos produtores, munir companhias seguradoras de informações que auxiliem na diversificação dos riscos, evitando acúmulo de riscos sistêmicos na carteira e, conseqüentemente, colaborando com o desenvolvimento do mercado de seguros.

Existe uma limitação de trabalhos que abordam estratégias para redução do risco agrícola no Brasil, o que justifica a importância do presente trabalho. Nesta linha de pesquisa, encontra-se o trabalho de Salgueiro e Tarrazon-Rodon (2021), que avalia estratégias de diversificação espacial na Espanha. Seus resultados afirmam que a diversificação entre diferentes climas regionais é uma forma de garantir que a correlação das perdas seja moderada, contribuindo para redução de risco. É nesta direção que se insere a presente proposta, visando a ampliação do arcabouço analítico ao direcionar maneiras de diversificação das apólices.

Este artigo busca ampliar a análise dos riscos associados à produção na Região Sul do Brasil. Primeiramente, por meio do coeficiente de variação, é estimado o risco agrícola para as culturas temporárias e permanentes que mais demandam seguro na região. A autocorrelação espacial do risco relativo é calculada através do Índice de Moran, que permite verificar as áreas com maiores concentrações de risco e, com o Índice Moran Global Bivariado, avalia-se as relações entre os riscos das cultivares agrícolas. Os dados utilizados foram coletados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Ministério da Agricultura, Abastecimento e Pecuária (MAPA).

Além dessa seção de introdução, o artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta uma contextualização sobre os riscos de produção e o papel do seguro rural. A seção 3 apresenta uma caracterização do sistema produtivo da região Sul. A seção 4 apresenta a metodologia utilizada no trabalho. Nas seções 5 e 6 são analisados os resultados da pesquisa e, em seguida, são apresentadas as conclusões.

RISCOS DE PRODUÇÃO E O PAPEL DO SEGURO RURAL

A teoria atuarial pressupõe que os objetos segurados devem ser homogêneos e independentes. No entanto, no ramo do seguro agrícola, essa premissa não pode ser sempre atendida e, por isso, o risco tende a ser maior (Lopes et al, 2017). A dependência entre as áreas seguradas ocorre devido à abrangência territorial e à intensidade dos fenômenos meteorológicos nas atividades agrícolas, que tornam o seguro sujeito a riscos sistêmicos, também chamados de riscos de evento generalizado (Ozaki et al, 2009).

Somado a essa característica natural do clima, as mudanças em seus padrões historicamente observados são mais uma preocupação da agricultura mundial na atualidade. Nannos, Bersimis e Georgakellos (2013) afirmam que há muita incerteza acerca dos efeitos dessas alterações na frequência e severidade de eventos meteorológicos extremos e de perdas econômicas decorrentes. Para a agricultura, o maior impacto previsto será na produtividade, causado pela diminuição do período de crescimento da cultura, maior risco de chuvas intensas na semeadura, estresse térmico na floração e períodos de seca mais longos (Nannos; Bersimis; Georgakellos, 2013).

A dificuldade na previsão do clima expõe seguradoras e resseguradoras, que lidam com montantes de indenização na casa do bilhão. O governo dos Estados Unidos prevê que, de 2014 a 2023, o gasto público com seguro rural será em torno de 90 bilhões de dólares (Chemeris, 2022). No Brasil, somente no ano de 2021, as companhias pagaram pouco mais de 5,4 bilhões de reais de indenização em 2021, 2,9 bilhões de reais a mais do que em 2020 conforme registram os dados do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) (Brasil, 2022). O “Raio-X do PSR” de 2021 mostra a dinâmica da sinistralidade desde 2014: há tendência crescente desde 2017, em que o valor era de 45% e passou a ser 125% em 2021 (Brasil, 2021).

Frente a esses desafios, a reação imediata mais comum das companhias seguradoras é a redução de coberturas e/ou aumento de prêmio e franquias (Tucker, 1997; Nannos, 2013). Porém, essa estratégia aumenta a probabilidade de a carteira de seguros ser composta por lavouras com maior risco associado, resultando em seleção adversa (Boyer; Porrini, 2008; Guimarães; Igari, 2019).

Desse modo, é fundamental que as seguradoras façam uma gestão eficiente de seu portfólio através da diversificação dos riscos, para que não estejam correlacionados. Para tal, uma medida pode ser a oferta de produtos com gatilhos e/ou culturas e/ou épocas de risco distintos entre si. Além disso, pode haver a expansão do território comercial. Porém, mais do que expandir os locais de atuação, é preciso estar atento à distribuição espacial das apólices.

Conforme destaca Hazell (1992), sem uma carteira de seguros bem diversificada, as seguradoras agrícolas ficam suscetíveis a problemas de covariabilidade e enfrentam uma perspectiva de perdas consideráveis de lucratividade em determinados anos, o que implica uma maior dependência do governo em relação à cobertura dos prejuízos.

Knapp (2020) destacam que o uso do seguro agrícola e as atividades de diversificação estão inter-relacionados, uma vez que a diversificação desempenha um papel crucial no enfrentamento dos riscos de produção. Conforme observado em Xu et al. (2010) e Odening e Shen (2014), as seguradoras podem mitigar e diversificar o grau de risco sistêmico ampliando o território comercial e atuando nas mais diversas culturas. Nesse contexto, apesar de ser limitado o número de estudos que concentram seus esforços na diversificação como meio de redução de riscos, outros trabalhos já analisaram a correlação espacial em temas relacionados aos riscos de produção.

Em Goodwin e Piggot (2001), analisa-se a extensão da correlação espacial nos riscos associados à produção de milho nos Estados Unidos durante o período de 1980 e 1990, explorando as implicações pertinentes ao mercado de seguro agrícola. Os autores concluíram que o considerável grau de risco sistêmico inerente ao seguro agrícola pode tornar o seguro privado caro ou até mesmo indisponível em regiões com presença de autocorrelação espacial.

Wang e Zhang (2003) examinaram a configuração da dependência espacial nas produções de trigo, soja e milho nos Estados Unidos durante o período de 1972 a 1997, com o propósito de verificar a composição do agrupamento de riscos. Através dos resultados obtidos, os pesquisadores deduziram que o rendimento das três culturas tem uma correlação nula ou negativa quando os municípios estão distantes um do outro. Dessa forma, embora haja alguma relação entre os rendimentos, ela é mais fraca do que a independência espacial dos dados.

O estudo conduzido por Ozaki (2008) aplicou uma análise espacial nos registros de produtividade (kg/ha) das culturas de soja e milho no estado do Paraná, abrangendo o período de 1990 a 2002. O propósito da pesquisa foi avaliar a extensão da dependência espacial nessas culturas e compreender suas implicações para o seguro agrícola, a qual se torna praticamente insignificante em distâncias relativamente longas (medidas em km) e pode ser observada em todos os anos, para ambas as culturas.

Lopes et al. (2017) examinaram a configuração de dependência espacial na produtividade (kg/ha) média municipal da soja no estado do Paraná, entre os anos de 1990 a 2013, empregando o correlograma espacial de Moran. Os resultados indicaram uma forte autocorrelação espacial ao longo dos anos analisados, com a distância de influência espacial variando de 89,37km, em 1990, para 121,87km, em 2013. Os pesquisadores sugerem que é aconselhável que as seguradoras empreguem mais de um método de análise de correlação espacial para validar suas estimativas ao determinar estratégias de gestão de riscos na distribuição geográfica de suas carteiras de clientes.

Ademais, o trabalho de Biazoli, Ramos e Frias (2020), com o objetivo de investigar se havia algum padrão de autocorrelação espacial, analisaram a distribuição das apólices de seguro rural dos municípios brasileiros no ano de 2017. Por sua vez, Salgueiro e Tarrazon-Rodon (2021) concentraram em avaliar a eficácia da diversificação espacial na mitigação do risco sistêmico em um mercado de seguros baseados em índices meteorológicos na Espanha.

CARACTERIZAÇÃO AGRÍCOLA DA REGIÃO SUL

A Região Sul do Brasil caracteriza-se em sua maior parte pela ocorrência de inverno úmido e verão seco, com estiagens ocasionais mais pronunciadas em locais específicos (Matzenauer, 2007). Apesar das peculiaridades específicas, existem muitas semelhanças nas características que abrangem esses estados, seja pelas similaridades edafoclimáticas, exigências ambientais ou infraestrutura (Del Luca et al., 2000).

O Paraná tem a agricultura como um dos principais setores econômicos que impulsionam o seu crescimento ao longo dos anos. De acordo com Souza et. al (2019), o solo fértil e a topografia da região favorecem a diversificação na produção agrícola do estado. Os autores destacam ainda que o potencial produtivo do estado está na cultura de cereais, como o milho, o trigo e a soja, que já foram recordistas de safras entre os demais estados brasileiros.

Em Santa Catarina, observa-se a expressividade do cultivo de soja, que representa pouco menos da metade da área destinada a lavouras temporárias. Na sequência, tem-se o milho cultivado apenas na primeira safra neste estado, em virtude das condições edafoclimáticas.

Dentre os três estados da região Sul, Santa Catarina apresenta a maior produtividade (kg/ha) média do cultivo da soja e a segunda maior produtividade (kg/ha) média do cultivo de milho (Faleiros, 2020).

No Rio Grande do Sul, encontra-se a maior proporção de área relativa destinada ao cultivo da soja em comparação com os outros estados da Região Sul. Sendo responsável também por 60% do arroz produzido nacionalmente (Rosa, 2015). Apesar da aptidão climática à cultura da soja, o Rio Grande do Sul apresenta uma marcante variabilidade interanual na produtividade (kg/ha) influenciada por dois fenômenos naturais de escala global: El Niño e La Niña, que provocam alterações no clima do mundo inteiro (Cunha et al, 1998; Battisti et al., 2013).

O El Niño e La Niña são responsáveis por alterações climáticas que podem prejudicar as condições de produção. Dessa forma, um cenário desfavorável provoca uma elevação na demanda por seguros agrícolas em áreas mais expostas aos impactos causados pelos fenômenos citados. Este problema foi explorado por Guimarães e Igari (2019) que observaram a ocorrência do problema da seleção adversa nos estados do Mato Grosso do Sul, Rio Grande do Sul e São Paulo, provocados por uma elevação dos sinistros em anos de ocorrência do fenômeno La Niña.

As condições climáticas da Região Sul também favorecem o cultivo de algumas culturas permanentes. A produção brasileira de maçã tem se concentrado nesta região (Fioravanzo; Silveira, 2013). Além disso, o estado do Rio Grande do Sul é responsável por 85% da produção nacional de uva (Pierozan, 2019) e 53% da produção nacional de pêssegos (Medeiros, 2008).

A agricultura na Região Sul do Brasil é um pilar econômico crucial. Com condições climáticas favoráveis, a região destaca-se na produção de culturas temporárias e permanentes. No entanto, enfrentam desafios decorrentes da variabilidade climática, exemplificados pelos fenômenos El Niño e La Niña, destacando a necessidade de estratégias de gestão de riscos, como o seguro agrícola, para proteger a produção rural contra eventos extremos.

METODOLOGIA

A avaliação do risco conjunto entre as principais culturas temporárias e permanentes na região Sul do Brasil será realizada em três etapas. Na primeira, serão escolhidas as três principais culturas temporárias e permanentes com maior importância segurada¹ para o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR). Na segunda etapa, serão calculados o Índice de Sinistralidade e o Risco Relativo. Por fim, será aplicada a análise de autocorrelação espacial sobre índice de Risco Relativo com base no Índice de Moran (I de Moran).

No cálculo referente ao Índice de Sinistralidade por município (IS_i), será avaliada a distribuição das indenizações das culturas permanentes para os municípios da região Sul do Brasil. O cálculo desse Índice é realizado pela relação custos (indenizações²) e receitas (prêmio total³), ponderado pela participação de cada cultura agrícola no valor segurado, como demonstrado na equação 1 (Malacrida, 2018):

¹ Importância segurada é o montante máximo que uma apólice de seguro pagará em caso de perda ou dano coberto

² Indenização é o valor ou pagamento que uma seguradora faz ao segurado em caso de sinistro ou perda coberta pela apólice de seguro.

³ Prêmio total é a quantia que o segurado paga à companhia de seguros somados a subvenção do governo federal por meio do PSR em troca da cobertura fornecida pela apólice.

$$IS_i = \sum_c \left[\left(\frac{Sinistro_{ci}}{Prêmio\ Total_{ci}} \right) \times \left(\frac{VS_{ci}}{VS_i} \right) \right] \quad (1)$$

em que o Sinistro é o valor das indenizações pagas às culturas permanentes; Prêmio Total é o valor recebido pela seguradora por parte do produtor rural e a subvenção governamental; VS_{ci} é o valor segurado por cultura para determinado município; e VS_i é o valor segurado para todas as culturas para o município. O mesmo procedimento é realizado para as culturas temporárias.

Ainda, o índice de sinistralidade será calculado de forma separada para cada cultura agrícola; com intuito de avaliar a evolução da sinistralidade das culturas em relação ao tempo (t), no período de 2006 a 2021 demonstrado na equação 2 (Malacrida, 2018). A partir dele, empregou-se uma análise de correlação.

$$IS_{ct} = \frac{Sinistro_{ct}}{Prêmio\ Total_{ct}} \quad (2)$$

O cálculo do risco relativo é baseado na abordagem realizada por Ozaki e Dias (2009), que utiliza uma métrica de quantificação do risco com base na variabilidade temporal de uma variável. Nesse caso, será utilizado o coeficiente de variação (CV_i) da produtividade (Kg/Hectare) da cultura como medida de risco, sendo ponderado pela participação relativa da área cultivada com cada cultura, dentro do grupo, como visto na equação 3.

Ponderar os índices com base na participação relativa das áreas cultivadas é uma abordagem que visa refletir a relevância de cada cultura na região, tornando o cálculo do risco relativo mais representativo da realidade. Essa estratégia já foi aplicada na construção de outros índices, como os relacionados à produtividade agrícola, conforme exemplificado por Daubermann *et al.* (2014):

$$CV_i = \sum_c \left[\left(\frac{\sigma_{ic}}{\mu_{ic}} \right) \times \left(\frac{A_{ic}}{AT_i} \right) \right] \quad (3)$$

em que i representa cada município⁴ da região Sul do Brasil, c representa as culturas agrícolas permanentes, logo, μ_{ic} e σ_{ic} são a média e o desvio padrão da produtividade (KG/Hectare) das culturas agrícolas por município respectivamente, já A_{ic} representa a área de cada cultura agrícola, e AT_i é a área total cultivada com as culturas permanentes.

O mesmo processo será aplicado para as culturas temporárias selecionadas. A utilização do CV possui a vantagem da métrica ser adimensional, possibilitando a comparação entre diferentes regiões.

Na terceira etapa é empregado a análise de autocorrelação espacial do Risco Relativo. Para isso, calcula-se Índice de Moran, que identifica se há uma relação existente entre um determinado polígono e sua vizinhança, a partir de uma distância predefinida, por intermédio

⁴ Nessa etapa da análise, serão considerados os municípios que disponham, no mínimo, de informações sobre produtividade e área cultivada referentes a um período de cinco anos.

da covariância existente entre eles, permitindo o exame da homogeneidade/diversidade dos dados (Anselin, 1995):

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (4)$$

em que n é o número de cidades, z denota os valores para o índice de Risco Relativo padronizado, isto é, tanto z_i quanto z_j serão padronizados, e w_{ij} são os elementos de uma matriz de pesos espaciais, que é uma matriz quadrada $n \times n$, com seus respectivos pesos espaciais, em que essa matriz é composta por 1, se os municípios são vizinhos, e 0, caso contrário, seguindo a matriz de contiguidade do tipo rainha (*queen contiguity*), por fim, S_0 , é igual a $\sum \sum w_{ij}$, que é o somatório dos pesos espaciais. Posteriormente, testa-se a hipótese nula, que indica a presença da aleatoriedade espacial, se o I de Moran tem um valor esperado de $-[1/(n-1)]$, valores de I que o excederem o valor esperado indicam a presença de autocorrelação espacial positiva, e valores de I abaixo do esperado sinalizam autocorrelação negativa (Almeida, 2012).

O passo seguinte é avaliar a autocorrelação espacial local, que fornece padrões de associação linear espacial. Para isso, se usa o I de Moran Local, que faz a decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA), sendo o coeficiente I_i de Moran Local para uma variável y padronizada, observada na região i , z_i , expresso pela equação 5 (Almeida, 2012).

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^j w_{ij} z_j \quad (5)$$

em que o coeficiente I_i de Moran local classifica cada observação no diagrama de dispersão de Moran, possibilitando identificar a que categoria ele se classifica (AA, BB, AB, BA), possibilitando a representação por meio de mapas dos coeficientes das regiões que apresentam significância.

Também será empregue o I de Moran Global Bivariado, para avaliar os efeitos conjuntos das culturas agrícolas. Formalmente, a estatística I Moran Global bivariado se distingue da univariada pelo fato de incorporar duas variáveis padronizadas, representadas por x_i e y_j , como expresso pela equação 6 (Almeida, 2012).

$$I_{xy} = \frac{\sum_i (\sum_j w_{ij} y_i x_j)}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \quad (6)$$

O intuito do uso do Índice Moran Global Bivariado é avaliar se os valores para o risco relativo de uma cultura agrícola em uma dada região estão associados aos valores de risco relativo de outra cultura agrícola observada em regiões vizinhas. A hipótese nula do teste indica a presença da aleatoriedade espacial entre as duas culturas agrícolas (Almeida, 2012).

Para aplicação da metodologia deste artigo, coletou-se um conjunto de dados para os municípios da região Sul do Brasil, no período de 2006 a 2021. Os dados referentes a área cultivada e o rendimento em quilogramas por hectare foram coletados da Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM) junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto os dados da importância segurada e prêmio pago pelas seguradoras foram coletados da base de dados disponível pelo Programa de Subvenção do Seguro Rural (PSR), no site do Ministério da Agricultura, Abastecimento e Pecuária (MAPA).

RESULTADOS

As culturas agrícolas selecionadas para análise foram aquelas que apresentaram a maior soma de valor segurado no PSR durante o período de atuação do programa (Tabela 1). No grupo de culturas temporárias, a soja apresentou a maior participação no valor segurado para a região Sul do Brasil com 71,8%. Em seguida, as culturas do arroz e milho apresentaram 15,85% e 7,8% de valor segurado, respectivamente. Destaca-se que o PSR abrange outras culturas temporárias, no entanto, apenas estas detêm 95,5% do valor segurado. No grupo das culturas permanentes, os destaques são as culturas da uva (48,15%), maçã (45,33%) e pêsego (3,36%), isto é, 96,84% do valor segurado está associado a apenas três culturas, dentre as 18 abrangidas no programa.

Conforme destaca Hazell (1992), essa concentração das seguradoras em um número pequeno de culturas pode provocar dificuldades na gestão eficiente de portfólio, prejudicando a saúde financeira das empresas.

Tabela 1: Participação dos cultivares agrícolas em valor segurado para o programa PSR, 2006 a 2021

Cultura	Índice de Sinistralidade	Valor Segurado (em bilhões reais)	Participação no Valor Segurado (%)
Culturas Temporárias			
Soja	0,689	94,072	71,80
Arroz	0,397	20,762	15,85
Milho	0,838	10,240	7,82
Outras	0,772	5,943	4,53
Culturas Permanentes			
Uva	0,812	15,232	48,15
Maçã	0,661	14,339	45,33
Pêssego	0,701	1,062	3,36
Outras	0,752	1,002	3,16

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MAPA (2022) deflacionados pelo IGP-DI com ano base de 2021.

A Tabela 1 também apresenta o índice de sinistralidade. Este índice representa a quantidade de unidades monetárias (R\$) que foram convertidas em indenizações para cada uma unidade monetária (R\$) arrecadada em forma de prêmio pelas seguradoras. É possível observar que os valores arrecadados em forma de prêmios na região Sul foram suficientes para cobrir as perdas causadas por sinistros em todas as culturas agrícolas. Observa-se ainda que a cultura do milho

foi aquela que mais converteu prêmio em indenizações, sendo que a cada 1 real arrecadado pelas seguradoras, foram destinados 0,83 centavos para pagamento de indenizações. Por outro lado, a cultura do arroz foi aquela que menos converteu prêmio em indenizações, sendo R\$ 0,39 para cada R\$1 arrecadado.

Tabela 2: Índice de sinistralidade das principais culturas seguradas, 2006 a 2021.

Ano	Uva	Maçã	Pêssego	Soja	Arroz	Milho
2006	0,021	1,153	0,000	0,041	0,000	0,000
2007	0,627	0,700	0,889	0,062	0,223	0,027
2008	0,583	0,935	1,443	1,410	0,169	1,231
2009	0,725	0,650	0,399	0,084	1,572	0,158
2010	0,357	1,436	0,743	0,064	0,229	0,035
2011	1,253	1,084	0,568	1,788	0,170	0,658
2012	0,423	0,510	0,376	0,079	0,221	0,459
2013	1,176	0,603	1,747	0,451	0,290	0,234
2014	0,718	0,629	0,466	0,143	0,389	0,056
2015	1,475	0,282	0,731	0,490	0,969	1,035
2016	0,176	0,683	0,159	0,067	0,389	0,085
2017	0,362	0,259	0,069	0,127	0,241	0,222
2018	3,134	0,251	2,607	1,126	0,714	0,133
2019	0,292	0,580	0,382	1,347	0,289	0,511
2020	0,645	0,938	0,255	0,176	0,126	1,423
2021	0,287	0,328	0,469	1,556	0,375	2,043

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MAPA (Brasil, 2022).

A evolução do índice de sinistralidade por cultura agrícola está apresentada na Tabela 2. Observa-se que todas as culturas apresentaram ao menos um período em que o valor do prêmio arrecadado pelas seguradoras não foi suficiente para o pagamento das indenizações. Além disso, em 6 períodos observou-se que mais de uma cultura teve o valor de pagamento de indenizações superior ao valor recebido como prêmio, são eles: 2008 (pêssego e milho), 2011 (uva, maçã e soja), 2013 (uva e pêssego), 2015 (uva e milho), 2018 (uva, pêssego e soja) e 2021 (soja e milho).

Embora se tenha períodos em que o índice de sinistralidade de mais de uma cultura tenha sido superior a 1, é necessário a aplicação da correlação entre os índices das culturas para avaliar se as culturas possuem uma alta correlação no índice de sinistralidade. Desta maneira, realizou-se o cálculo da correlação entre as culturas, como exposto na Tabela 3.

Nos resultados da Tabela 3, também se verificou a baixa correlação positiva entre as culturas agrícolas; correlações acima de 0,5 só se confirmam entre uva e pêssego e milho e soja, devido suas épocas de semeadura e cultivo simultâneas. A baixa correlação entre a maioria, dentro e fora dos grupos (temporárias e permanentes), indica que a diversificação entre as culturas agrícolas seria uma forma de reduzir o risco das seguradoras na região Sul. Assim, produtos com culturas e/ou épocas de risco distintos entre si reduziram as perdas ocasionadas por eventos climáticos.

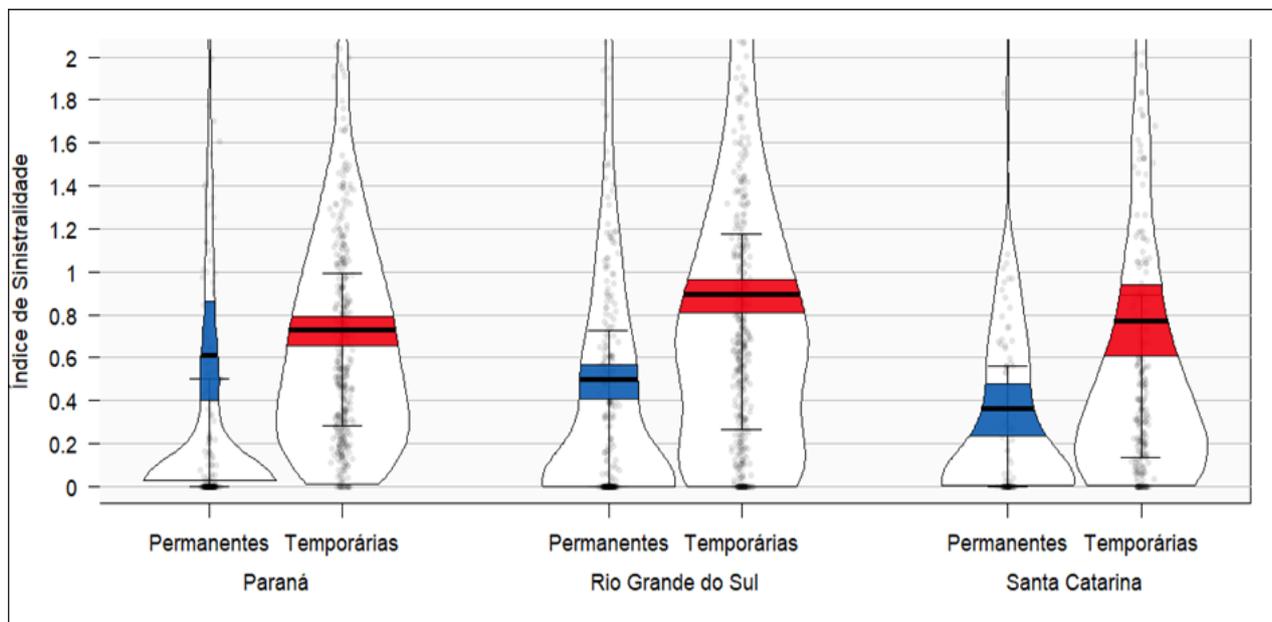
Tabela 3: Correlação entre os índices de sinistralidade

	Uva	Maçã	Pêssego	Soja	Arroz	Milho
Uva	1	-0,370	0,811	0,308	0,367	-0,070
Maçã	-0,370	1	-0,206	-0,108	-0,404	-0,171
Pêssego	0,811	-0,206	1	0,348	0,143	-0,056
Soja	0,308	-0,108	0,348	1	-0,093	0,550
Arroz	0,367	-0,404	0,143	-0,093	1	-0,072
Milho	-0,070	-0,171	-0,056	0,550	-0,072	1

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MAPA (Brasil, 2022).

Avaliando o índice de sinistralidade das culturas selecionadas por estado, como exposto na Figura 1, observa-se que, em média, para os três estados, a sinistralidade é maior para culturas temporárias do que para as culturas permanentes. Além disso, há também diferença de sinistralidade entre os estados analisados. O Rio Grande do Sul tem a maior sinistralidade entre os estados para as culturas temporárias, enquanto o Paraná tem a maior sinistralidade entre as culturas permanentes.

Figura 1: Índice de sinistralidade para as culturas temporárias e permanentes nos estados da região Sul, 2006 a 2020



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MAPA (Brasil, 2022).

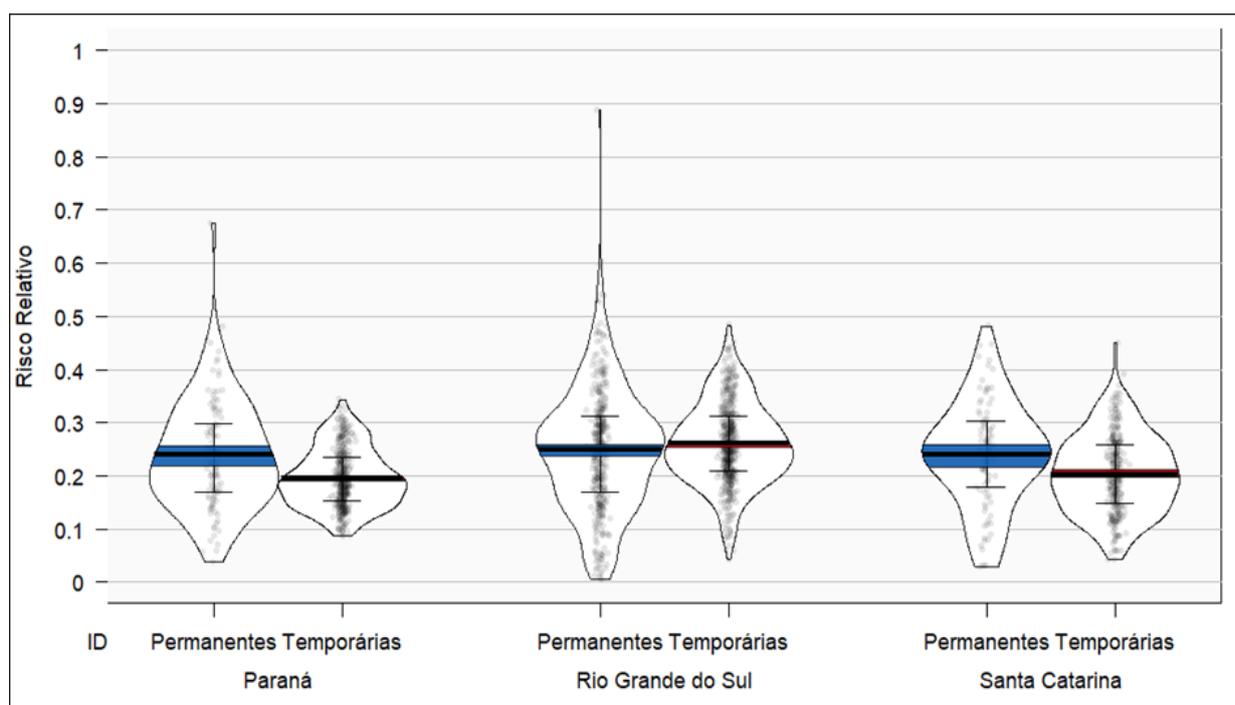
Ainda, tem-se o valor da média do índice de sinistralidade para as culturas temporárias foram 0,727 para o Paraná, 0,892 para o Rio Grande do Sul e 0,766 para Santa Catarina. Para as culturas permanentes, os valores médios do Índice de Sinistralidade foram 0,61 para o Paraná, 0,495 para o Rio Grande do Sul e 0,359 para Santa Catarina. Destaca-se também que as médias foram menores para o grupo de culturas permanentes do que para o grupo das culturas temporárias.

Para verificar se as médias do Índice de Sinistralidade entre as culturas permanentes e temporárias eram estatisticamente iguais, foi realizado um teste t. Os resultados indicaram que a um nível de 5% de significância a hipótese nula de igualdade de médias para a sinistralidade nos estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina foi rejeitada, com estatísticas de teste de -6,659 e -3,732, respectivamente. No entanto, no estado do Paraná, as médias foram consideradas iguais para a sinistralidade em ambos os grupos, com uma estatística de teste de -0,857.

Na etapa seguinte, realizou-se o cálculo do risco relativo agregado por culturas agrícolas. Constatou-se que não há um padrão de risco entre os estados analisados, como apresentado na Figura 2. Os estados do Paraná e Santa Catarina apresentam um risco relativo maior para as culturas permanentes em relação às culturas temporárias, enquanto o estado do Rio Grande do Sul apresenta um risco relativo maior para o grupo de culturas temporárias em relação às culturas permanentes.

Também foi realizado o teste t para verificar se as médias de ambos os grupos de culturas agrícolas apresentavam médias iguais para o risco relativo por estado. O teste revelou que, em todos os estados analisados, as médias para o risco relativo entre o grupo de culturas temporárias e o grupo de culturas permanentes eram estatisticamente diferentes. As estatísticas de teste foram 2,037 (Paraná), 3,566 (Rio Grande do Sul) e 3,224 (Santa Catarina), indicando diferenças significativas nas médias de risco relativo entre esses grupos em cada estado.

Figura 2: Risco relativo para as culturas temporárias e permanentes nos estados da região Sul, 2006 a 2020



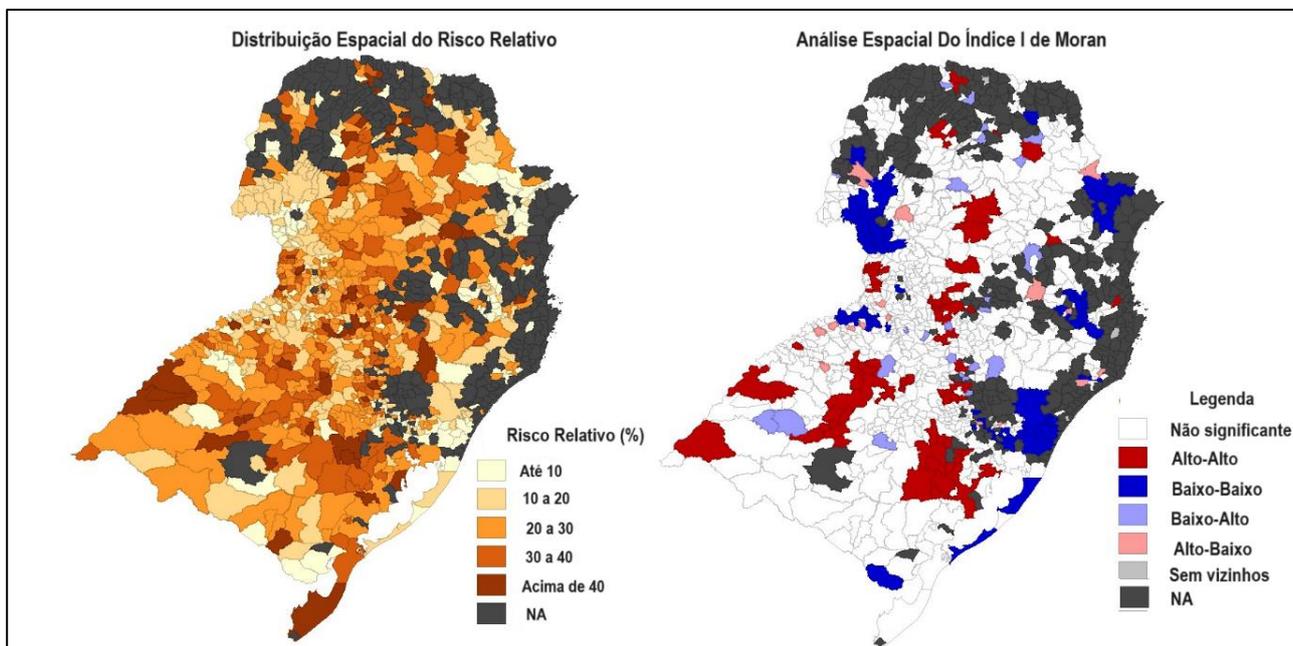
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2022).

Complementando o estudo do Risco Relativo, aplicou-se a análise de autocorrelação espacial por meio do Índice de Moran global para os dois grupos de culturas agrícolas. Ao nível de 1% de significância, a estatística para o Índice de Moran global para as culturas temporárias e

permanentes foram de 0,630 e 0,294, respectivamente. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula (H_0) que indica a aleatoriedade espacial, ou seja, existe dependência espacial dos dados. Além disso, a autocorrelação espacial positiva indica maior tendência de clusters espaciais.

A Figura 3 apresenta o cálculo do Índice Moran local para o grupo de culturas permanentes e o mapa temático da distribuição do risco relativo dos municípios da região Sul. De maneira geral, a distribuição do Índice do Risco Relativo abrange a maior parte dos municípios da análise, porém, destaca-se a presença de municípios nos quais as informações sobre a produção agrícola das culturas permanentes não estavam disponíveis.

Figura 3: Risco relativo conjunto para as culturas permanentes na região Sul, 2005 a 2020



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2022).

Ao analisar os aglomerados espaciais representados na Figura 3, embora se tenha uma baixa aderência dos clusters espaciais que sugere uma distribuição heterogênea das características analisadas nos municípios da região, foram identificados 94 municípios clusters espaciais baixo-baixo, 85 municípios de padrões espaciais alto-alto, 24 municípios no padrão baixo-alto, e 16 para o padrão alto-baixo. Dessa forma, a exposição dos resultados mostra que, embora o teste I de Moran aponte para uma dependência espacial, não há formação de grandes aglomerados de municípios com alto risco para as culturas permanentes, evidenciando que a diversificação das apólices entre os municípios seria uma forma de reduzir os riscos nesse grupo de culturas.

Quando se avalia a participação dos municípios que compõem os aglomerados espaciais sobre o valor total segurado para as culturas permanentes, se tem uma baixa participação destes municípios. Aqueles classificados com clusters espaciais do padrão alto-alto detêm a participação de 2,34% no valor total segurado para a região Sul, enquanto aqueles municípios de clusters baixo-baixo possuem participação de 3,22% sobre o total segurado. O que demonstra que grande maioria do valor segurado para as culturas permanentes se encontra fora dos aglomerados espaciais.

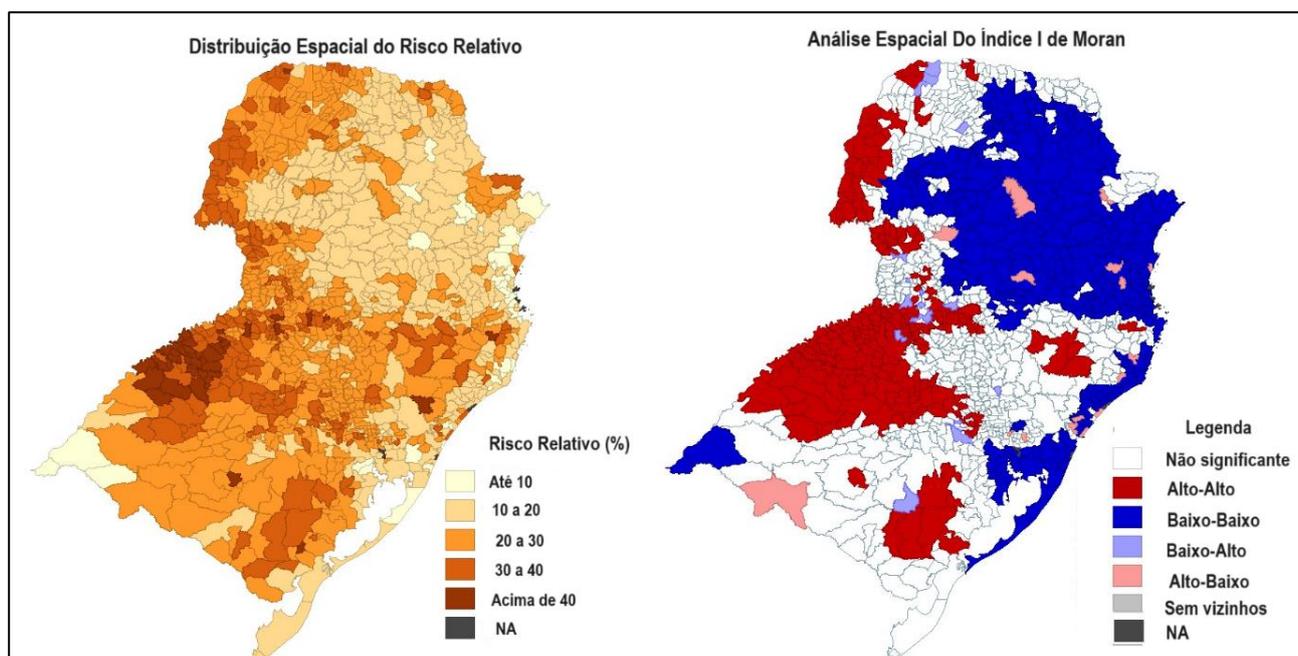
Na análise referente às culturas temporárias, representadas pela Figura 4, que expõe a distribuição do risco relativo e do Índice Moran Local para as culturas temporárias de todos os municípios da região Sul. Obtiveram-se resultados que mostram a presença de clusters espaciais, nos quais foram identificados 328 municípios com padrões espaciais baixo-baixo, 259 municípios com padrões espaciais alto-alto, 17 municípios com o padrão baixo-alto e 16 com o padrão alto-baixo.

Para os clusters alto-alto, tem-se concentração no estado do Rio Grande do Sul, sendo localizados principalmente nas mesorregiões Sudeste Rio-Grandense, Noroeste Rio-Grandense, Centro Ocidental Rio-Grandense e Centro Oriental Rio-Grandense. O fato de o Rio Grande do Sul agregar a maioria dos aglomerados espaciais de alto risco relativo se deve aos fenômenos naturais de escala global, como o El Niño e La Niña, que provocam perdas de safra e variabilidade interanual na produtividade. Isso pode dificultar a oferta e precificação do seguro agrícola (Cunha *et al*, 1998; Battisti *et al*, 2013; Guimarães; Igari, 2019).

Na Figura 4, observa-se também a presença de clusters espaciais do padrão baixo-baixo localizados no estado do Paraná, sendo localizados principalmente nas mesorregiões: Centro-Ocidental, Centro Oriental, Centro-Sul, Metropolitana de Curitiba, Sudeste, Norte Central e Norte Pioneiro, onde os municípios com baixo risco relativo para culturas temporárias estão cercados por outros municípios que também possuem um índice de risco baixo. A explicação desses resultados pode estar associada às condições de solo fértil e a topografia que favorecem a região, conforme destacado por Souza *et al* (2019). Essas regiões podem ser mais exploradas pelas seguradoras.

A participação dos municípios que compõem os aglomerados espaciais sobre o valor total segurado das culturas temporárias é significativa. Para os classificados com clusters espaciais do padrão alto-alto observa-se uma participação de 22,5% no valor total segurado, enquanto aqueles municípios de clusters baixo-baixo, a participação foi de 31,8% sobre o total segurado.

Figura 4: Risco relativo conjunto para as culturas temporárias na região Sul, 2005 a 2020



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2022).

Na Tabela 4, são apresentados os resultados da estatística do I Moran Global Bivariado, que avalia a presença de relações espaciais entre as culturas agrícolas. Em relação à cultura da uva, é observado estatísticas significativas para as culturas de maçã, pêssego e milho, indicando uma autocorrelação espacial positiva. Isso significa que municípios com alto risco relativo para a cultura da uva tendem a estar cercados por municípios onde o risco relativo das culturas de maçã, pêssego e milho também é alto. Da mesma forma, as regiões com baixo risco relativo para a uva são cercadas por municípios onde o risco relativo das culturas de maçã, pêssego e milho é baixo.

Em relação à cultura da maçã, a estatística do I Moran Global Bivariado é significativa para quatro culturas agrícolas. Para uva, soja e arroz, há uma autocorrelação espacial positiva, enquanto para a cultura do pêssego, a relação espacial é negativa. Isso significa que os municípios com alto risco relativo para a cultura da maçã tendem a estar cercados por municípios onde o risco relativo da cultura do pêssego é baixo. Da mesma forma, as regiões com baixo risco relativo para a maçã são cercadas por municípios onde o risco relativo da cultura do pêssego é alto.

A cultura do pêssego apresenta relações estatisticamente significativas, demonstrando uma autocorrelação espacial positiva em relação à uva, enquanto apresenta autocorrelação espacial negativa em relação às culturas da maçã, soja, arroz e milho. Para a cultura da soja, o I Moran Global Bivariado indica relações estatisticamente significativas com autocorrelação espacial positiva em relação às culturas da maçã, pêssego, arroz e milho.

No caso do arroz, o I Moran Global Bivariado revela relações estatisticamente significativas com autocorrelação espacial positiva, semelhante às culturas da maçã e soja, mas também apresenta autocorrelação espacial negativa em relação ao pêssego.

Por fim, para a cultura do milho, o I Moran Global Bivariado revela relações estatisticamente significativas com autocorrelação espacial positiva em relação à uva e soja, enquanto mostra autocorrelação espacial negativa em relação ao pêssego.

Tabela 4: Estatísticas do I Moran Global Bivariado para as culturas agrícolas nos municípios da região Sul

Cultura	Uva	Maçã	Pêssego	Soja	Arroz	Milho
Uva	-	0,055***	0,113***	0,019	0,009	0,061***
Maçã	0,200**	-	-0,305***	0,262***	0,231***	0,013
Pêssego	0,125***	-0,067***	-	-0,099***	-0,085***	-0,048**
Soja	0,003	0,062***	0,086***	-	0,066***	0,432***
Arroz	0,004	0,079***	-0,052***	0,076***	-	-0,019
Milho	0,030***	0,008	-0,045***	0,403***	-0,011	-

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2022).

Os resultados do Índice de Moran Global Bivariado, apresentados na Tabela 4, revelam 17 relações de autocorrelação espacial positiva entre as culturas agrícolas, sete relações de autocorrelação espacial negativa e oito relações que não demonstraram significância. Esses resultados apontam que parte das relações entre as culturas agrícolas sejam negativas ou insignificantes em termos de riscos. Essa constatação sugere que a diversificação viria a possibilitar a minimização de riscos para seguro agrícola, corroborando achados anteriores, destacados por autores como Xu *et al.* (2010), Odening e Shen (2014) e Knapp (2020).

De maneira geral, a observação de que o grupo de culturas temporárias exhibe, em média, índices de sinistralidade mais elevados por estado e apresenta aglomerados espaciais mais pronunciados para o índice de risco relativo em comparação com as culturas permanentes sugere que uma estratégia para as seguradoras mitigarem seu próprio risco está associada à diversificação de suas apólices entre esses dois grupos de culturas. Esta prática permite a redução de riscos sistêmicos, dada a não coincidência dos períodos críticos de produção entre os grupos, o que possibilita a prevenção de eventos climáticos adversos que poderiam afetar ambos os grupos simultaneamente, garantindo, assim, a solvência das seguradoras. Estas conclusões estão alinhadas com as considerações sobre a interdependência entre o seguro agrícola e atividades de diversificação, apresentadas por Knapp (2020).

Além disso, a baixa correlação entre os índices de sinistralidade, conforme apresentado na Tabela 3, e os resultados do Índice de Moran Global Bivariado, apresentados na Tabela 4, indicam que muitas culturas não apresentaram correlação espacial significativa e, em alguns casos, até mostraram autocorrelação espacial negativa. Isso sugere que a diversificação entre os diferentes grupos de culturas poderia aprimorar a gestão de portfólio por parte das seguradoras durante períodos de quebra de produção em determinadas culturas. Uma vez que o índice de pagamento de indenizações não demonstra uma correlação elevada entre as culturas e, em alguns casos, os riscos não são positivamente autocorrelacionados espacialmente para algumas delas, a sinistralidade em uma cultura pode ser compensada pelos prêmios recebidos de outras culturas que não enfrentaram eventos adversos no mesmo período. Conforme discutido em Xu et al. (2010) e Odening e Shen (2014), as seguradoras podem mitigar e diversificar o grau de risco sistêmico ampliando o território comercial e atuando culturas distintas.

A diversificação dos riscos é fundamental para que as seguradoras façam uma gestão eficiente de seu portfólio. Esse processo permitiria melhoras nos resultados financeiros das seguradoras que ficariam menos suscetíveis a problemas de covariabilidade, reduzindo assim as perspectivas de perdas consideráveis em determinados anos. Além disso, a diversificação reduziria a dependência das seguradoras com o governo na cobertura dos prejuízos, como destacado por Hazell (1992).

CONCLUSÕES

Este artigo buscou identificar, compreender e caracterizar a distribuição da cobertura de seguros agrícola do PSR na região Sul do Brasil, no período de 2006 a 2021. A partir dele, afirma-se que a diversificação pode melhorar o desempenho das seguradoras. Avaliou-se a distribuição dos riscos relativos e de índice de sinistralidade associados à produção das principais culturas temporárias e permanentes da região Sul.

Em termos gerais, culturas permanentes e temporárias concentram a maior parte do valor segurado em poucas culturas agrícolas atendidas pelo PSR. Essa concentração reduz a diversificação dos ativos das seguradoras, tornando-as mais suscetíveis a problemas de covariabilidade.

A correlação entre o índice de sinistralidade das culturas permanentes com as temporárias é baixa e os resultados do Índice de Moran Global Bivariado indicam que muitas culturas não apresentaram correlação espacial significativa. Em alguns casos, até mostraram autocorrelação espacial negativa para o risco relativo, mostra que a diversificação entre os grupos de culturas diversificaria positivamente os ativos das seguradoras, permitindo uma gestão mais eficiente,

uma vez que haveria produtos com gatilhos e/ou culturas e/ou épocas de risco distintos entre si.

O uso do I de Moran, para identificar a presença de autocorrelação espacial do Risco Relativo foi útil, pois mostrou que as culturas permanentes apresentam pequenos grupos de municípios com alto risco, enquanto as culturas temporárias tiveram parte da região do Rio Grande do Sul com alta aderência dos clusters espaciais do padrão alto-alto, cujas apólices não devem ser espacialmente concentradas.

Por último, sugere-se futuras pesquisas que investiguem os motivos da concentração dos recursos do PSR em poucas culturas, tanto para permanentes, quanto para temporárias. Também pode-se discutir a eficiência do mercado de seguros contrastando os riscos de produção com os dados da distribuição das apólices e os resultados financeiros de cada companhia seguradora.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, Eduardo. **Econometria espacial**. Campinas, DF: Alínea, 2012.
- ALMEIDA, Welington Soares de. Massificação das operações do seguro rural. O grande desafio brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, v. 16, n. 4, p. 21-26, 2007.
- ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- BATTISTI, Rafael; SENTELHAS, Paulo Cesar; PILAU, Felipe Gustavo; WOLLMANN, Cássio Arthur. Eficiência climática para as culturas da soja e do trigo no estado do Rio Grande do Sul em diferentes datas de semeadura. **Ciência Rural**, v.43, p. 390-396, 2013.
- BIAZOLI, Leonardo; RAMOS, Patrícia de Siqueira. A dependência espacial do seguro rural no Brasil. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**. Rio de Janeiro, v. 15, n.27, p. 65-82, Jan./Dez. 2020.
- CHEMERIS, Anna; LIU, Young; KER, Alan. Insurance subsidies, climate change, and innovation: Implications for crop yield resiliency. **Food Policy**, v. 108, p. 102232, 2022.
- CUNHA, Gilberto Rocca da.; HAAS, João Carlos.; DALMAGO, Genei Antonio; PASINATO, Aldemir. Perda de rendimento potencial em soja no Rio Grande do Sul por deficiência hídrica. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Passo Fundo, v.6, n.1, p.111-119, 1998.
- DAUBERMANN, Elaine Correa; CHAGAS, Lucas Squarize; GURGEL, Angelo Costa; SAKURAI, Sergio Naruhiko. Expansão da área agrícola e produtividade das culturas no Brasil: testando hipóteses da legislação californiana de biocombustíveis. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, p. 81-98, 2014.
- DEL DUCA, Leo de Jesus Antunes; MOLIN, Rudimar; ANTONIAZZI, Noemir. Resultados da experimentação de genótipos de trigo para aptidão a duplo propósito no Paraná, em 2000. **Embrapa Trigo**. Passo Fundo, 44 p. 2001.
- FALEIROS, Gabriel Diniz. **Risco de produção agrícola no Sul do Brasil: aspectos de sistemas produtivos e rentabilidade**. 2020. Dissertação (Mestrado em Agronegócio e Organizações) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2020.
- FIORAVANÇO, João Caetano. *et al.* Maçã: o produtor pergunta, a Embrapa responde. **Embrapa**, Brasília, DF. p. 15-20, 2013.

- GOODWIN, Barry; PIGGOT, Nicholas. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v.2, n.83, p.302- 317, 2001.
- GUIMARÃES, Thais Camolesi; IGARI, Alexandre Toshio. Mudança do clima e seus impactos no seguro agrícola no Brasil. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 12, n. 4, p. 1583-1604, 2019.
- HAZELL, Peter. The appropriate role of agricultural insurance in developing countries. **Journal of International Development**, v. 4, n. 6, p. 567-581, 1992.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE ESTATÍSTICA E GEOGRAFIA - IBGE. **Sistema IBGE de recuperação automática**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas> . Out. 2023.
- KNAPP, Ladina. **Risk management and pest management decisions of Swiss fruit growers: behavioral and economic drivers**. 2020. 222f. Tese (Doutorado em Ciências) – ETH Zurich, Zurique, 2020.
- LOPES, Patrick Fernandes; CHAIN, Caio Peixoto; MENEZES, Thatiane Padilha de; PRADO, José Willer do; CARVALHO, Francisval de Melo. Gestão de riscos e dependência espacial em seguros agrícolas: uma análise da produtividade da soja. **Interciencia**, v. 42, n. 8, p. 503-508, 2017.
- BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO-MAPA (2021). Raio X do PSR - Relatório 2021. Recuperado de <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/riscos-seguro/seguro-rural/dados/relatorios/relatorio-geral-psr-2021-final.pdf>
- BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO-MAPA. (2022). Programa de subvenção ao prêmio do seguro rural. Disponível em: <https://dados.agricultura.gov.br/dataset/sisser3>
- MALACRIDA, Jane C. Malacrida; LIMA, Gerlando Augusto Sampaio; COSTA, Jorge Andrade. Contabilidade de Seguros - Fundamentos e Contabilização das Operações. Grupo GEN, 2018.
- MATZENAUER, R. Regime de chuvas no Rio Grande do Sul. In: CACHAPUZ, J. M.; TROIS, R. A. (Org.). Água: fonte de alimento. Porto Alegre: Ideograf, 2007. p. 29-50.
- NANNOS, Nikolaos; BERSIMIS, Sotirios; GEORGAKELLOS, Dimitrios. Evaluating climate change in Greece through the insurance compensations of the rural production damages. **Global and planetary change**, v. 102, p. 51-66, 2013.
- PIEROZAN, Vinício Luís. A produção de uva orgânica no estado do Rio Grande do Sul: as experiências dos viticultores de Cotiporã, RS. **Revista Geonorte**, v. 10, n.36, p. 17-35, 2019.
- OZAKI, Vitor Augusto. Análise espacial da produtividade agrícola no Estado do Paraná: implicações para o seguro agrícola. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, p. 869-886, 2008.
- OZAKI, Vitor Augusto; DIAS, Carlos Tadeu dos Santos. Análise e quantificação do risco para a gestão eficiente do portfólio agrícola das seguradoras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, p. 549-567, 2009.
- OZAKI, Vitor Augusto. **Métodos atuariais aplicados à determinação da taxa de prêmio de contratos de seguro agrícola: um estudo de caso**. 2005. 324f. Tese (Doutorado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.
- OZAKI, Vitor Augusto. O papel do seguro na gestão do risco agrícola e os empecilhos para o seu desenvolvimento. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, v. 2, n. 4, p. 75-92, 2007.

SALGUEIRO, Andreia Martínez; TARRAZON-RODON, Maria-Antonia. Is diversification effective in reducing the systemic risk implied by a market for weather index-based insurance in Spain?. **International Journal of Disaster Risk Reduction**, v. 62, p. 102345, 2021.

FAIRFAX BRASIL. Produtos de Seguro Rural - Floresta. Disponível em <https://www.fairfax.com.br/#/>. Acesso em: 01 out. 2023.

ODENING, Martin; SHEN, Zhiwei. Challenges of insuring weather risk in agriculture. **Agricultural Finance Review**, v. 74, n. 2, p. 188-199, 2014.

ROSA, Hamilton; WALTER, Lidiane; STRECK, Nereu, CARLI, Cristiano de; RIBAS, Giovana; MARCHESAN, Enio. Simulação do crescimento e produtividade de arroz no Rio Grande do Sul pelo modelo SimulArroz. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental** [online]. v. 19, n. 12, p. 1159-1165, 2015.

SOUZA, Wagner Dantas; BALDISSERA, Juliano Francisco; BERTOLINI, Geysler Rogis Flor. Análise de opções reais aplicada na diversificação da produção rural no estado do Paraná. **Revista de Economia e Sociologia Rural** [online]. v. 57, n. 2, 2019.

XU, Wei et al. On the systemic nature of weather risk. **Agricultural Finance Review**, v. 70, n. 2, p. 267-284, 2010.

WANG, Holly; ZHANG, Hao. On the possibility of a private crop insurance market: A spatial statistics approach. **Journal of Risk and Insurance**, 70:111-124. 2003.

ZURICH. Zurich Construction Weather Parametric Insurance Protecting your profits from extreme climate events. 2021. Disponível em: <https://www.zurichna.com/-/media/Project/ZWP/ZNA/Docs/KH/Const/Zurich-Construction-Weather-Parametric-Brochure>. Acesso em 02 de outubro de 2023.