

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALFENAS - UNIFAL-MG

AMANDA TEODORO ANDRADE

**ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL NO SEGURO RURAL EM 2023:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL, SUL E CENTRO-OESTE
À LUZ DO ÍNDICE *I* DE MORAN**

VARGINHA-MG

2026

AMANDA TEODORO ANDRADE

**ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL NO SEGURO RURAL EM 2023:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL, SUL E CENTRO-OESTE
À LUZ DO ÍNDICE I DE MORAN**

Trabalho de Conclusão do Programa Integrado de Ensino, Pesquisa e Extensão (PIEPEX) apresentado ao Instituto de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Alfenas como requisito parcial à obtenção do título de Bacharela em Ciência e Economia.

Orientadora: Prof.^a Dr.^a. Patrícia de Siqueira Ramos.

VARGINHA-MG

2026

Sistema de Bibliotecas da Universidade Federal de Alfenas
Biblioteca Campus Varginha

Andrade, Amanda Teodoro.

Análise da dependência espacial no seguro rural em 2023 : evidências para o Brasil, Sul e Centro-Oeste à luz do Índice I de Moran / Amanda Teodoro Andrade. - Varginha, MG, 2026.

44 f. : il. -

Orientador(a): Patrícia de Siqueira Ramos.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Bacharelado Interdisciplinar em Ciência e Economia) - Universidade Federal de Alfenas, Varginha, MG, 2026.

Bibliografia.

1. Autocorrelação espacial. 2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). 3. Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR). I. Ramos, Patrícia de Siqueira, orient. II. Título.

AMANDA TEODORO ANDRADE

**ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL NO SEGURO RURAL EM 2023:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL, SUL E CENTRO-OESTE
À LUZ DO ÍNDICE I DE MORAN**

A Presidente da banca examinadora abaixo assina a aprovação do Trabalho de Conclusão do PIEPEX, apresentado como parte dos requisitos para obtenção do grau de Bacharela em Ciência e Economia pela Universidade Federal de Alfenas.

Aprovada em: 28 de maio de 2026

Prof^ª. Dr^ª. Patrícia de Siqueira Ramos
Universidade Federal de Alfenas

Assinatura:

Prof. Dr. Leonardo Biazoli
Universidade Federal de Alfenas

Assinatura:

Prof. Me. Walef Machado de Mendonça
Universidade Federal de Alfenas

Assinatura:

RESUMO

O seguro rural configura-se como um instrumento indispensável para a mitigação dos riscos inerentes à atividade agropecuária, contribuindo para a estabilidade financeira dos produtores e para o funcionamento da política agropecuária no Brasil, apesar de sua difusão ainda limitada e de sua distribuição não homogênea no território nacional. Nesse contexto, este trabalho tem como objetivo aplicar a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), com vistas a investigar a existência de dependência espacial nas variáveis associadas ao seguro rural, a saber: apólices, total segurado, prêmio, subvenção e indenização. Assim, a análise é conduzida para o conjunto dos municípios brasileiros e, adicionalmente, para os recortes regionais do Sul e do Centro-Oeste, tomando como referência o ano de 2023. Para tanto, são utilizados dados do Sistema de Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural (SISSER), disponibilizados pelo Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). Metodologicamente, empregam-se a estatística global I de Moran e os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), com o propósito de identificar padrões de associação espacial e a formação de agrupamentos. Os resultados, por sua vez, evidenciam a presença de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa em todas as variáveis analisadas, indicando que municípios com características semelhantes tendem a se agrupar no espaço, seja no plano nacional, seja no regional. De igual modo, a análise local revela a formação de *clusters* alto-alto em regiões com maior dinamismo agropecuário, especialmente no Sul e em partes do Centro-Oeste, ao passo que padrões baixo-baixo se concentram em áreas com menor inserção no mercado de seguros, como o Norte e o Nordeste. Tais achados reforçam a existência de uma distribuição espacial desigual da atividade securitária no território brasileiro.

Palavras-chave: autocorrelação espacial; Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE); Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR).

ABSTRACT

Rural insurance is an indispensable instrument for mitigating the risks inherent to agricultural activity, contributing to producers' financial stability and to the functioning of agricultural and livestock policy in Brazil, despite its still limited diffusion and non-homogeneous distribution throughout the national territory. In this context, this study aims to apply Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) in order to investigate the existence of spatial dependence in variables associated with rural insurance, namely: insurance policies, total insured amount, premium, subsidy, and indemnity. The analysis is conducted for all Brazilian municipalities and, additionally, for the subsets of the South and Center-West regions, taking the year 2023 as reference. For this purpose, data from the Economic Subsidy System for Rural Insurance Premiums (SISSER), provided by the Ministry of Agriculture and Livestock (MAPA), are used. Methodologically, the study employs the global Moran's I statistic and Local Indicators of Spatial Association (LISA) to identify patterns of spatial association and cluster formation. The results indicate the presence of positive and statistically significant spatial autocorrelation in all analyzed variables, suggesting that municipalities with similar characteristics tend to cluster spatially, both at the national and regional levels. Likewise, the local analysis reveals the formation of high-high clusters in regions with greater agricultural dynamism, especially in the South and in parts of the Center-West, while low-low patterns are concentrated in areas with lower participation in the insurance market, such as the North and Northeast. These findings reinforce the existence of an uneven spatial distribution of insurance activity across the Brazilian territory.

Keywords: spatial autocorrelation; Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA); Rural Insurance Premium Subsidy Program (PSR).

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Padrões de autocorrelação espacial.....	17
Figura 2 – Convenções de contiguidade para a matriz de pesos W	18
Figura 3 – Desdobramentos espaciais sob a hipótese alternativa.....	19
Figura 4 – Diagrama de dispersão de Moran para a variável de interesse x	20
Figura 5 – Etapas de preparação da base de dados para aplicação da AEDE.....	24
Figura 6 – Mapas LISA para a distribuição espacial das variáveis nos municípios (Brasil, 2023).....	30
Figura 7 – Mapas LISA para a distribuição espacial das variáveis nos municípios (Região Sul, 2023).....	34
Figura 8 – Mapas LISA para a distribuição espacial das variáveis nos municípios (Região Centro-Oeste, 2023).....	37
Gráfico 1 – Prêmios arrecadados e sinistros pagos no mercado segurador brasileiro, exceto saúde, e no segmento de seguro rural, em R\$ bilhões (2019-2024).....	13
Gráfico 2 – Número de produtores e apólices (2006-2024).....	14
Gráfico 3 – Prêmio e subvenção, em R\$ bilhões (2006-2024).....	15
Gráfico 4 – Valores máximos municipais e médias nacionais das variáveis do seguro rural (Brasil, 2023).....	28
Quadro 1 – Interpretação dos padrões espaciais nos mapas LISA.....	21
Quadro 2 – Variáveis utilizadas na AEDE e suas respectivas descrições.....	24
Quadro 3 – Principais concentrações espaciais do seguro rural e características associadas.....	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Medidas descritivas para as variáveis analisadas (Brasil, 2023).....	27
Tabela 2 – Índice de Moran Global (Brasil, 2023).....	29
Tabela 3 – Medidas descritivas para as variáveis analisadas (Região Sul, 2023).....	32
Tabela 4 – Índice de Moran Global (Região Sul, 2023).....	33
Tabela 5 – Medidas descritivas para as variáveis analisadas (Região Centro-Oeste, 2023)...	36
Tabela 6 – Índice de Moran Global (Região Centro-Oeste, 2023).....	37

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	11
	2.1 EVOLUÇÃO E DINÂMICA RECENTE DO SEGURO RURAL NO BRASIL.....	11
	2.1.1 Definições e evolução histórica.....	11
	2.1.2 Dados recentes do mercado segurador.....	13
	2.2 A ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL E O PAPEL DO <i>I</i> DE MORAN....	15
	2.2.1 Análise exploratória de dados espaciais (AEDE).....	16
	2.2.2 Autocorrelação espacial global.....	17
	2.2.3 Matriz de ponderação <i>W</i>	18
	2.2.4 Hipótese nula e valor esperado do <i>I</i> de Moran.....	19
	2.2.5 Teste de significância e diagrama de dispersão de Moran.....	20
	2.2.6 Autocorrelação espacial local.....	21
3	MATERIAIS E MÉTODOS.....	22
	3.1 DADOS.....	22
	3.2 METODOLOGIA.....	25
	3.3 RECURSOS COMPUTACIONAIS.....	26
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	27
	4.1 BRASIL.....	27
	4.1.1 Análise descritiva.....	27
	4.1.2 Análise espacial.....	29
	4.2 REGIÃO SUL.....	32
	4.2.1 Análise descritiva.....	32
	4.2.2 Análise espacial.....	33
	4.3 CENTRO-OESTE.....	35
	4.3.1 Análise descritiva.....	35
	4.3.2 Análise espacial.....	36
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	40
	REFERÊNCIAS.....	41

1 INTRODUÇÃO

Conhecido mundialmente por suas vastas dimensões territoriais, o Brasil dispõe de uma ampla diversidade climática e solos férteis. Tais fatores conferem ao país expressiva capacidade produtiva, atribuindo ao agronegócio um papel preponderante na composição da economia nacional. Como reflexo, observa-se o fomento à oferta de trabalho, o estímulo ao Produto Interno Bruto (PIB) e o fortalecimento da balança comercial (Oliveira; Carraro, 2019).

Nessa conjuntura, dados recentes da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) e do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) mostram que, em 2023, o agronegócio brasileiro movimentou R\$ 2,6 trilhões, correspondendo a 23,5% da atividade econômica nacional. No ano seguinte, em 2024, o setor registrou crescimento de 1,81%, incentivado, principalmente, pela expansão da produção pecuária. Como resultado desse desempenho, o segmento encerrou o período com um PIB estimado em R\$ 2,7 trilhões, mantendo, simultaneamente, uma participação de 23,2% na riqueza gerada no país (CNA; Cepea, 2025).

Sob tal panorama, Ozaki (2007) destaca que “em qualquer setor de atividade econômica existem riscos que variam em menor ou maior grau”, sendo a agropecuária particularmente sensível a fatores climáticos, pragas, doenças e oscilações de mercado. Acerca dessa lógica, o seguro rural desponta como um dos principais instrumentos de política agrícola, na medida em que permite a transferência dos riscos do produtor para a seguradora (Biazoli; Ramos; Frias, 2020). Além disso, sua abrangência vai além da produção agrícola, incluindo também a pecuária, o patrimônio do produtor, os produtos agropecuários, o crédito rural e até seguros de vida (Roncon, 2011), consolidando-se como uma ferramenta estratégica para a modernização e estabilidade da atividade rural (Fornazier; Souza; Ponciano, 2012).

No entanto, mesmo relevante, a cobertura securitária brasileira permanece limitada frente à dimensão territorial da agropecuária do país. Isso porque, como demonstrado por relatório da Fundação Getúlio Vargas (2023), mesmo no melhor momento da série histórica do seguro rural, em 2020, apenas cerca de 16% da área plantada nacional esteve coberta, o que denota a exposição elevada do setor aos riscos inerentes à atividade. Sendo assim, a distribuição da proteção rural no território brasileiro sugere não ser uniforme, conforme reforçam alguns indicadores da atividade apresentados na seção seguinte, o que enseja a hipótese da existência de estruturas espaciais sistemáticas entre os municípios.

Diante disso, questiona-se se a distribuição do seguro rural no Brasil apresenta dependência espacial, isto é, se a ocorrência desse fenômeno em determinada localidade está associada ao comportamento observado em áreas geograficamente próximas, considerando, para esse fim, variáveis relacionadas à atividade securitária, tais como apólices, total segurado, prêmio, subvenção e indenização. Adicionalmente, busca-se analisar se essa dependência se expressa em recortes regionais, investigando sua manifestação em localidades tradicionalmente associadas ao protagonismo do agronegócio e do seguro rural, como as regiões Sul e Centro-Oeste.

A partir dessas premissas, com o objetivo de examinar a possível concentração espacial no âmbito nacional e nessas regiões, aplica-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), tomando-se como referência o ano de 2023. Para tanto, utilizam-se a estatística global *I* de Moran e os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), com base em dados provenientes do Sistema de Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural (SISSER), disponibilizados pelo Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). A adoção da AEDE justifica-se, sobretudo, por sua capacidade de identificar padrões de associação espacial, bem como *clusters* e *outliers* espaciais, permitindo evidenciar áreas de maior e menor intensidade, cuja configuração pode contribuir para a compreensão da dinâmica do seguro rural e, a título de exemplo, para o aprimoramento do planejamento de políticas públicas voltadas ao setor.

Organizado em cinco seções, além desta introdução, há outras quatro divisões neste trabalho. Na segunda seção, o referencial teórico apresenta alguns conceitos importantes e a evolução do seguro rural no Brasil, incorporando também dados do mercado segurador e os fundamentos da análise espacial. Já na terceira seção, descrevem-se os dados, a metodologia e os recursos computacionais empregados na investigação. A quarta, por outro lado, explicita os resultados obtidos e sua discussão. Por fim, a quinta seção é destinada às considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 EVOLUÇÃO E DINÂMICA RECENTE DO SEGURO RURAL NO BRASIL

2.1.1 Definições e evolução histórica

O seguro rural é, nos termos da Superintendência de Seguros Privados (SUSEP, 2024), “um dos mais importantes instrumentos de política agrícola, por permitir ao produtor proteger-se contra perdas decorrentes principalmente de fenômenos climáticos adversos”. Portanto, pode-se conceituá-lo como a atividade do setor terciário da economia em que, por meio de um contrato (apólice), a parte contratada (seguradora) se obriga a indenizar a outra (segurado) por um prejuízo futuro, mediante o pagamento de uma taxa (prêmio), com condições definidas na apólice (Fornazier; Souza; Ponciano, 2012).

Conforme mencionado anteriormente, a garantia rural extrapola o amparo à produção agrícola. Nesse sentido, de acordo com a Resolução nº 404/2021 do Conselho Nacional de Seguros Privados (CNSP, 2021), a cobertura rural compreende sete modalidades, a saber: (a) seguro agrícola: cobre a vida da planta contra eventos climáticos, sejam eles incêndios, granizo ou seca, desde o momento da sua germinação até a colheita; (b) seguro pecuário: fornece cobertura nos casos de morte de animais destinados ao consumo, à criação, produção, engorda ou ao trabalho, incluindo aqueles empregados na reprodução e no melhoramento genético; (c) seguro aquícola: protege animais aquáticos, tais como peixes e crustáceos, contra mortes que advenham de doenças ou de acidentes; (d) seguro de florestas: garante compensação financeira frente a danos provocados em áreas florestais seguradas em função de riscos descritos na apólice; (e) seguro de penhor rural: assegura indenização por perdas ou danos ocorridos em bens ligados às atividades agrícolas, pecuárias ou florestais, utilizados como garantia em financiamentos rurais; (f) seguro de benfeitorias e produtos agropecuários: disponibiliza cobertura contra perdas ou danos em bens relacionados às atividades agropecuárias ou florestais que não tenham sido empregados como garantia em operações de crédito rural; (g) seguro de vida: reservado ao produtor rural que possui crédito rural ativo, garantindo proteção de vida durante o período de financiamento.

Além dessas definições, cabe ressaltar alguns marcos significativos na história do seguro no Brasil. A abertura dos portos brasileiros ao comércio internacional, com a chegada da Coroa portuguesa em 1808, marca de forma concreta o início da atividade seguradora no país. Partindo desse ponto, fundou-se na Bahia a primeira sociedade de seguros do país, a Companhia de Seguros Boa Fé, dedicada a operar no ramo de seguros marítimos (Megliorini, 2008). As primeiras reivindicações voltadas especificamente ao setor rural, por sua vez,

remontam ao 1º Congresso Agrícola, ocorrido em Recife, no ano de 1878, quando elites nordestinas propuseram, entre outras exigências, a criação de companhias de seguro agrícola na tentativa de proteger suas lavouras contra secas e intempéries (Silva, 2022).

Já na década de 1930, o Decreto nº 10.554/1939, instituído pelo Interventor Federal no Estado de São Paulo Adhemar Pereira de Barros, regulamentou o seguro contra o granizo para a lavoura algodoeira (São Paulo, 1939). Conforme Ozaki (2008), essa foi uma das primeiras experiências nacionais com a proteção agrícola e, diante dos resultados positivos que alcançou, permitiu criar, em 1948, a Carteira Agrícola de Seguros Contra o Granizo para os viticultores do estado de São Paulo.

Segundo Costa (2013), a instituição do Programa de Garantia da Atividade Agropecuária (PROAGRO) nos anos 1970, por meio da Lei nº 5.969/1973, viabilizou o amparo às operações de crédito agrícola contra eventos climáticos, pragas e doenças e, embora não constitua um seguro convencional, pois se trata de um programa governamental de apoio à produção agrícola, foi o principal instrumento de respaldo ao produtor rural por anos. Compreendem a iniciativa as modalidades: (a) Proagro Mais, direcionado aos agricultores familiares do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) e (b) Proagro, destinado aos demais produtores. Apesar da sua disponibilidade a todos nos limites de cobertura estabelecidos pela regulamentação, seu enfoque majoritário são os pequenos e médios produtores (Pimenta, 2020).

No início do terceiro milênio, a Lei Federal nº 10.420, de 10 de abril de 2002, criou o Fundo Seguro-Safra, destinado a proporcionar recursos para o pagamento do benefício Seguro-Safra. Seu objetivo maior, na ocasião, era garantir renda mínima para os agricultores familiares vitimados pelo fenômeno da estiagem na região Nordeste, no semiárido de Minas Gerais e no norte do Espírito Santo. De acordo com a lei, os recursos seriam provenientes das contribuições dos agricultores familiares, dos subsídios anuais dos estados e municípios participantes, dos recursos da União direcionados ao programa e dos rendimentos das aplicações financeiras dos aportes concedidos por esse ente federativo (Brasil, 2002).

Mais tarde, visando promover a estabilidade da produção e da renda no campo por meio da gestão dos riscos intrínsecos à atividade agropecuária, a Lei nº 10.823/2003 instituiu a subvenção econômica ao prêmio do seguro rural, que consiste no mecanismo pelo qual o governo federal assume parte do custo do prêmio pago pelo produtor na contratação do seguro rural junto às seguradoras habilitadas (Brasil, 2023). No ano seguinte, houve sua regulamentação, criando, através do Decreto nº 5.121/2004, o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), cuja operacionalização ficou sob a responsabilidade do

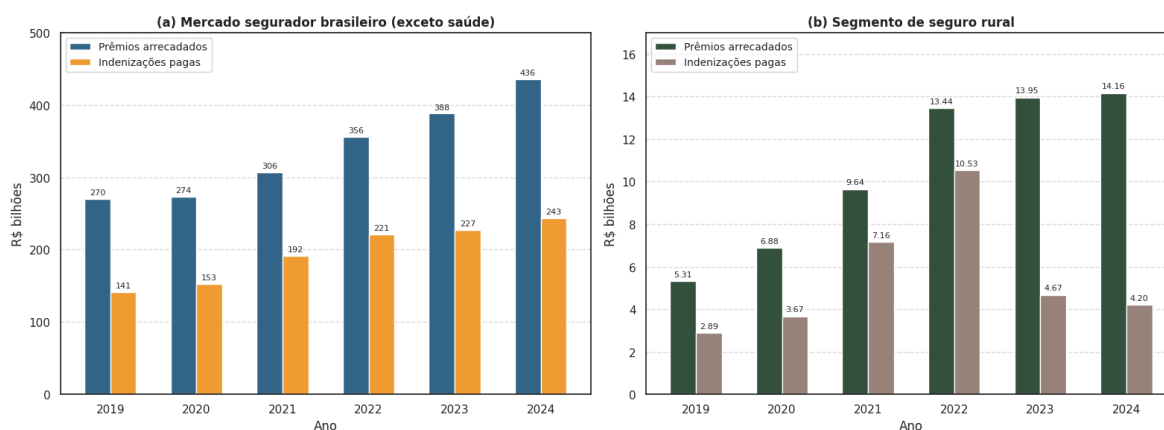
MAPA. A partir daí, os produtores rurais, que poderiam ser pessoas físicas ou jurídicas, contratariam o seguro nas instituições privadas habilitadas pela SUSEP e, após a formalização do contrato, o ministério responsável seria informado para a liberação da subvenção (Medeiros, 2013).

À luz dessa trajetória histórica, políticas da natureza do PSR mostram-se necessárias perante as limitações inerentes ao mercado privado do seguro rural. Tal necessidade decorre da elevada correlação dos riscos climáticos, que, aliada à magnitude das perdas potenciais, dificulta a oferta de seguros exclusivamente sob bases privadas (Ozaki et al., 2006). Em razão disso, diferentemente de outros ramos securitários, eventos como secas, geadas e enchentes podem afetar simultaneamente diversos produtores rurais, aumentando a exposição das seguradoras ao risco e o volume de indenizações a ser pago em um mesmo período.

2.1.2 Dados recentes do mercado segurador

Conforme dados da SUSEP (2025), o setor segurador brasileiro movimentou em 2024, desconsiderando o ramo de saúde, um volume de R\$ 435 bilhões, o que representa um crescimento superior a 12% em relação ao ano anterior. Desse total, aproximadamente R\$ 243 bilhões foram devolvidos à sociedade sob a forma de indenizações por sinistros, como mostra o Gráfico 1 no painel (a). Em 2023, esse retorno havia sido de R\$ 221,63 bilhões, frente a uma arrecadação total de R\$ 388,03 bilhões, o que implicou crescimento de 9% em relação a 2022.

Gráfico 1 – Prêmios arrecadados e sinistros pagos no mercado segurador brasileiro, exceto saúde, e no segmento de seguro rural, em R\$ bilhões (2019-2024)



Fonte: elaboração própria com base em SUSEP (2025).

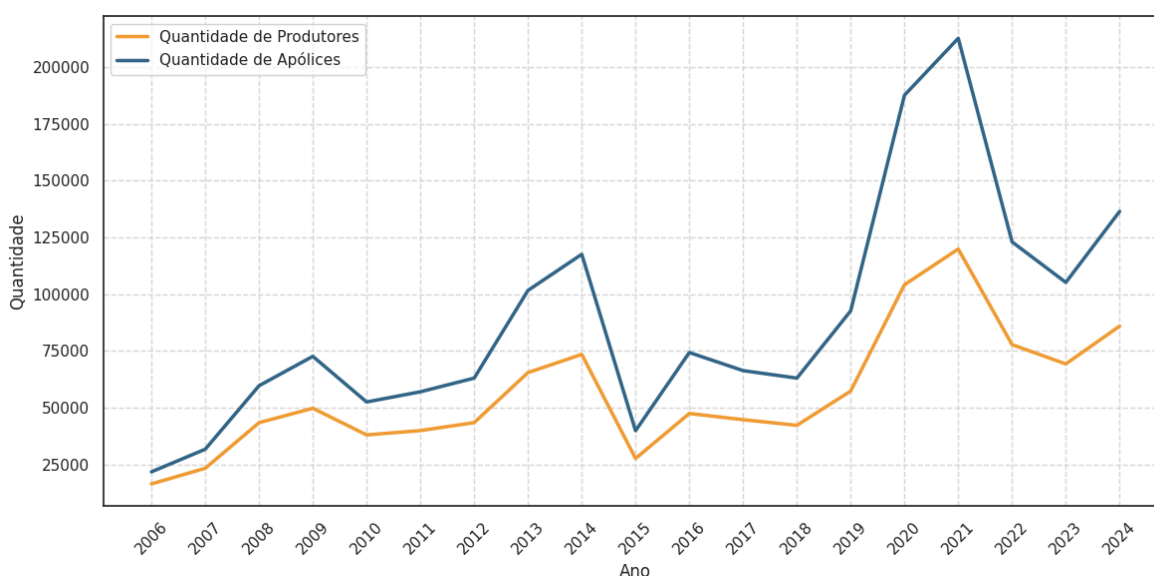
Ainda de acordo com o Gráfico 1, no painel (b), no âmbito do seguro rural constata-se que a receita atingiu R\$ 13,95 bilhões em 2023, seguida por um leve incremento de 1,79%

em 2024, quando o segmento alcançou R\$ 14,2 bilhões em prêmios emitidos. Mesmo representando cerca de 3,26% do total do mercado segurador, considerando os dados de 2024, o ramo rural tem demonstrado uma trajetória de expansão, o que pode ter sido impulsionado tanto pela crescente percepção dos riscos climáticos quanto pelo fortalecimento de instrumentos de gestão de riscos, a exemplo do mencionado PSR. A relevância desse programa pode ser observada pelo fato de que, em 2023, as apólices vinculadas a ele equivaleram a 51,9% do volume total de prêmios arrecadados pelo mercado brasileiro de seguro rural (Brasil, 2024a).

No âmbito do PSR, o Atlas do Seguro Rural, disponibilizado pelo MAPA, apresenta informações detalhadas sobre contratos subvencionados, com dados disponíveis desde 2006. Como demonstrado pela plataforma, desde então, mais de 1,6 milhão de apólices foram contratadas no Brasil pelo programa e, desse montante, 43,9% destinaram-se à cultura da soja. Entre as unidades federativas, o estado do Paraná se destaca por responder por 37,51% dos contratos de seguro firmados nesse horizonte temporal, seguido pelo Rio Grande do Sul e por São Paulo, com 20,97% e 13,67%, respectivamente (Brasil, 2024b).

Com relação ao número de produtores, verificou-se que mais de 69 mil foram amparados pela subvenção em 2023, uma redução de 10,93% em comparação ao ano anterior. Já as apólices corresponderam à quantia de 105,19 mil nesse período, uma diminuição estimada de 14,52%, como destacado pelo Gráfico 2. Isso significa que, em média, cada produtor contratou 1,52 apólices de seguro rural em 2023 (Brasil, 2024b).

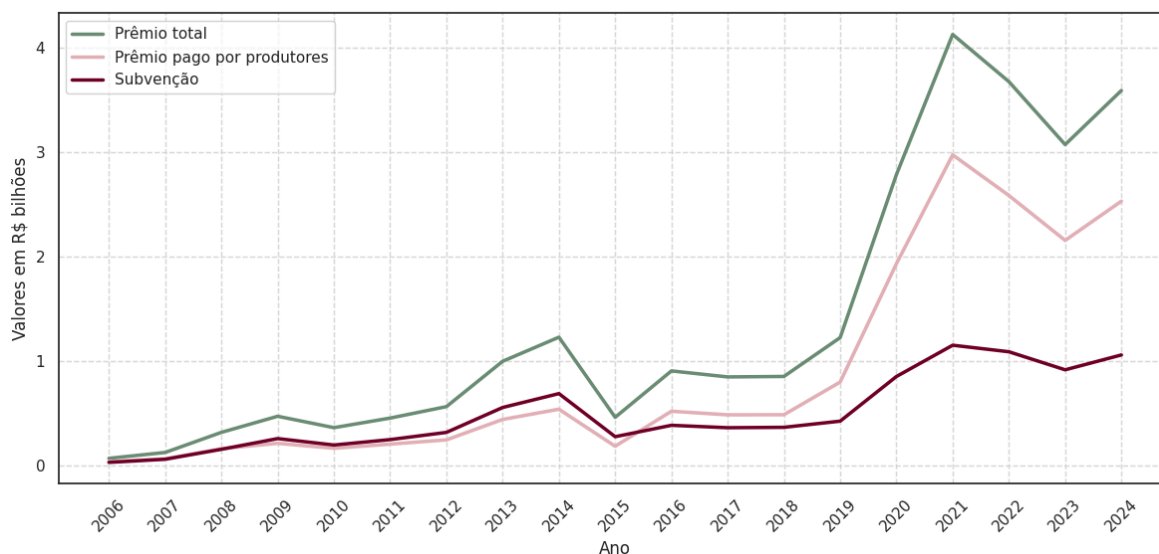
Gráfico 2 – Número de produtores e apólices (2006-2024)



Fonte: elaboração própria com base em Brasil (2024b).

Além disso, para 2023, identificaram-se 6,13 milhões de hectares segurados, um valor 13,78% menor do que o obtido em 2022. Do mesmo modo, a importância segurada somou R\$ 38,7 bilhões, 10,17% abaixo do montante segurado no ano anterior. Adicionalmente, como ilustra o Gráfico 3, do total de R\$ 3,07 bilhões pagos em prêmio às seguradoras no plano do PSR, R\$ 2,15 bilhões, ou cerca de 70,15%, foram liquidados pelos produtores, enquanto a subvenção foi estimada em R\$ 916,82 milhões ou, aproximadamente, 29,85% (Brasil, 2024b).

Gráfico 3 – Prêmio e subvenção, em R\$ bilhões (2006-2024)



Fonte: elaboração própria com base em Brasil (2024b).

Já em 2024, após as quedas registradas nas variáveis anteriormente destacadas, foi possível constatar um crescimento em relação a 2023. Houve um aumento de 28,71% no número de apólices emitidas e um salto de 23,49% no total de produtores atendidos, resultando, portanto, em uma nova média de 1,58 apólices por produtor nesse ano. Somado a isso, notou-se uma elevação de 15,66% na área total segurada e um aumento de 30,57% no montante da importância segurada. De forma complementar, o volume de prêmios recolhido foi de R\$ 3,55 bilhões, dos quais 70,42% foram pagos pelos segurados e 29,58% subsidiados pelo governo federal (Brasil, 2024b).

Por último, convém salientar que a Resolução nº 100, de 22 de abril de 2024, aprovou para aquele ano a distribuição do orçamento para o PSR, estimado em R\$ 947 milhões (Brasil, 2024c). Posteriormente, em virtude das catástrofes climáticas enfrentadas pelo Rio Grande do Sul, o MAPA publicou, em 26 de julho, a Resolução nº 101, disponibilizando um recurso adicional de R\$ 210 milhões, destinado aos produtores gaúchos (Brasil, 2024d).

2.2 A ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL E O PAPEL DO I DE MORAN

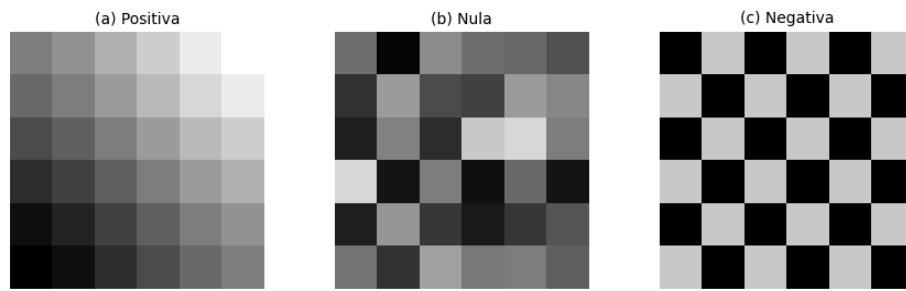
2.2.1 Análise exploratória de dados espaciais (AEDE)

Na perspectiva de Rosa (2011), a análise espacial corresponde ao estudo da distribuição geográfica de um fenômeno específico, pretendendo encontrar padrões espaciais, unindo, para esse fim, o domínio essencialmente cartográfico e as áreas de análise aplicada, de estatística e de modelagem. Ou, ainda, conforme conceituam Câmara et al. (2004), a análise espacial busca incorporar o espaço à investigação do objeto de estudo, dando ênfase à sua posição territorial. Em vista disso, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) pode ser compreendida como um conjunto de técnicas voltadas à descrição e visualização de distribuições espaciais, à identificação de localidades atípicas (*outliers* espaciais), ao reconhecimento de padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) e à sinalização de possíveis regimes ou instabilidades espaciais (Almeida, 2012).

Assim, são bases da AEDE os conceitos de dependência espacial e autocorrelação espacial, que se referem, geralmente, à relação espacial existente entre as observações de cortes transversais, isto é, conjuntos de dados cujas informações são coletadas em um único momento no tempo (Anselin, 1988). Quanto à ideia de dependência espacial, ao mencionar a primeira lei da geografia, Tobler (1970) afirmou que, embora todas as coisas estejam relacionadas, as mais próximas tendem a apresentar maior interação entre si do que as mais distantes. Isso implica que, dada uma região denominada observação i , os valores verificados neste local para a variável de interesse dependerão dos valores dessa variável nas observações vizinhas, as chamadas regiões próximas j (LeSage; Pace, 2009; Almeida, 2012). Já a autocorrelação espacial, que pode ser entendida como a medida da associação de uma variável consigo mesma no espaço geográfico, é, para Câmara et al. (2004), a expressão computacional da dependência espacial, derivada da noção estatística de correlação.

A partir dessas considerações, a Figura 1 apresenta três configurações distintas de autocorrelação espacial. No painel (a), observa-se um padrão de autocorrelação positiva, no qual unidades geográficas vizinhas tendem a apresentar valores semelhantes de uma determinada variável, evidenciando a presença de aglomerações espaciais homogêneas. Em contraste, o painel (b) representa uma situação de ausência de autocorrelação espacial, caracterizada pela aleatoriedade na distribuição dos valores, sem indícios de associação entre localidades próximas. Já no painel (c), verifica-se um padrão de autocorrelação negativa, no qual há proximidade entre unidades com valores discrepantes, o que revela a presença de dissimilaridades espaciais adjacentes.

Figura 1 – Padrões de autocorrelação espacial



Fonte: elaboração própria.

2.2.2 Autocorrelação espacial global

Com base nesses fundamentos, para medir a associação espacial são utilizadas estatísticas como o C de Geary (1954) e o I de Moran (1948), sendo este último frequentemente citado na literatura (Anselin, 1988; Biazoli; Ramos; Frias, 2020). Ressalta-se, ainda, que o Índice I de Moran é capaz de indicar a associação espacial de valores dissimilares quando seu resultado é negativo. Em outras palavras, ele também explicita a presença de valores baixos da variável circundados por valores altos, ou valores altos rodeados por valores baixos, revelando situações em que localidades vizinhas apresentam comportamentos contrastantes em relação à variável analisada (Mendonça, 2022).

Assim, o I de Moran varia no intervalo $[-1 \leq I \leq 1]$, podendo assumir valores negativos ou positivos. Algebricamente, sua fórmula é expressa por:

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

onde:

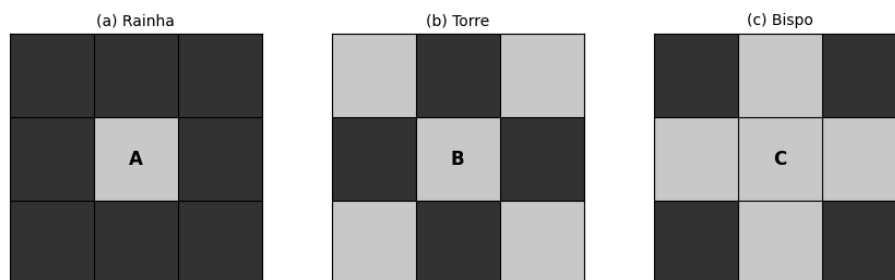
- n é o número de observações;
- y_i é o valor da variável analisada na localidade i ;
- y_j é o valor da variável estudada na localidade j ;
- \bar{y} é a média dos valores da variável;
- w_{ij} é o peso espacial para o par de localidades i e j ; e
- $\sum \sum w_{ij}$ é o somatório dos pesos espaciais da matriz W (Câmara et al., 2004; Almeida, 2005).

2.2.3 Matriz de ponderação W

Conforme Almeida (2012), a matriz de ponderação espacial W possui dimensão n por n , onde os pesos espaciais w_{ij} representam o grau de conexão entre as regiões segundo algum critério de proximidade, indicando a influência da região j sobre a região i . Com isso, quando esse arranjo é construído com base, por exemplo, na ideia de contiguidade, assume-se que duas regiões serão consideradas vizinhas caso partilhem uma fronteira física comum, atribuindo, por tal motivo, o valor 1 a duas regiões adjacentes e o valor 0, caso contrário. Por convenção, tem-se que $w_{ii} = 0$, pois uma região não é considerada vizinha de si mesma, o que implica que a matriz de contiguidade possuirá a sua diagonal principal composta por valores nulos.

Além do mais, como elucidada a Figura 2, essa matriz pode assumir três definições distintas de vizinhança: (a) *queen* (rainha), na qual dois polígonos são considerados vizinhos se compartilham ao menos um ponto em comum, seja ele um lado ou apenas um vértice; (b) *rook* (torre), que estabelece vizinhança exclusivamente quando as regiões compartilham uma fronteira por lado, ignorando os contatos por vértice; ou (c) *bishop* (bispo), mais restrita, que considera como vizinhas apenas as regiões que se tocam unicamente pelos vértices, desconsiderando as adjacências por lados (Biazoli; Ramos; Frias, 2020).

Figura 2 – Convenções de contiguidade para a matriz de pesos W



Fonte: elaboração própria.

Dentre essas possíveis convenções de contiguidade, o tipo *queen* é frequentemente utilizado em estudos de análise espacial por sua capacidade de captar relações espaciais entre municípios que compartilham fronteiras por laterais ou vértices. Apesar disso, a definição da matriz de pesos espaciais não é uma etapa trivial, pois, como destaca Mendonça (2022), não existe um teste formal capaz de determinar qual especificação de matriz é a mais adequada para determinado fenômeno, de modo que sua escolha deve estar fundamentada em critérios teóricos e nas características do objeto de estudo. Além disso, o autor afirma que diferentes

estruturas de vizinhança podem produzir alterações nos resultados obtidos, evidenciando a sensibilidade da análise à matriz de ponderação espacial adotada.

2.2.4 Hipótese nula e valor esperado do I de Moran

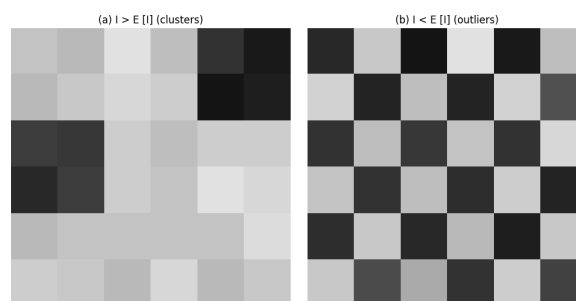
A partir da definição da matriz de pesos espaciais e da apresentação das possíveis estruturas de vizinhança que podem ser adotadas, torna-se possível mensurar o grau de associação espacial existente entre as observações por meio do Índice I de Moran. Nesse contexto, pretende-se rejeitar a hipótese nula H_0 , a qual assume a existência de aleatoriedade espacial nos dados, ou seja, que não há autocorrelação espacial entre eles. Já a hipótese alternativa H_1 corresponde à presença de dependência espacial entre as observações. Logo, o valor esperado do I de Moran, caso não haja padrão espacial, é de:

$$E[I] = \frac{-1}{(n-1)} \approx 0, \quad (2)$$

de forma que valores que excedem essa média indicam autocorrelação positiva, isto é, uma maior similaridade entre os dados e, por isso, maior tendência à formação de *clusters* espaciais do tipo alto-alto (AA) e do tipo baixo-baixo (BB). Já valores abaixo dessa esperança apontam autocorrelação negativa, e com isso, dissimilaridade entre as observações. Isso resulta na tendência à ocorrência de *outliers* espaciais (aquelas regiões que se desviam dos padrões esperados para a variável de interesse) do tipo alto-baixo (AB) e do tipo baixo-alto (BA) (Almeida, 2012; Biazoli; Ramos; Frias, 2020).

Sabendo-se disso, a Figura 3 ilustra, de forma esquemática, os desdobramentos possíveis decorrentes da rejeição da hipótese nula: (a) de um lado, quando $I > E[I]$, evidencia-se a propensão à formação de agrupamentos territoriais homogêneos; (b) de outro, caso o índice assumira valores inferiores ao esperado ($I < E[I]$), prevalece a tendência à emergência de discrepâncias espaciais, materializadas na configuração de *outliers*.

Figura 3 – Desdobramentos espaciais sob a hipótese alternativa



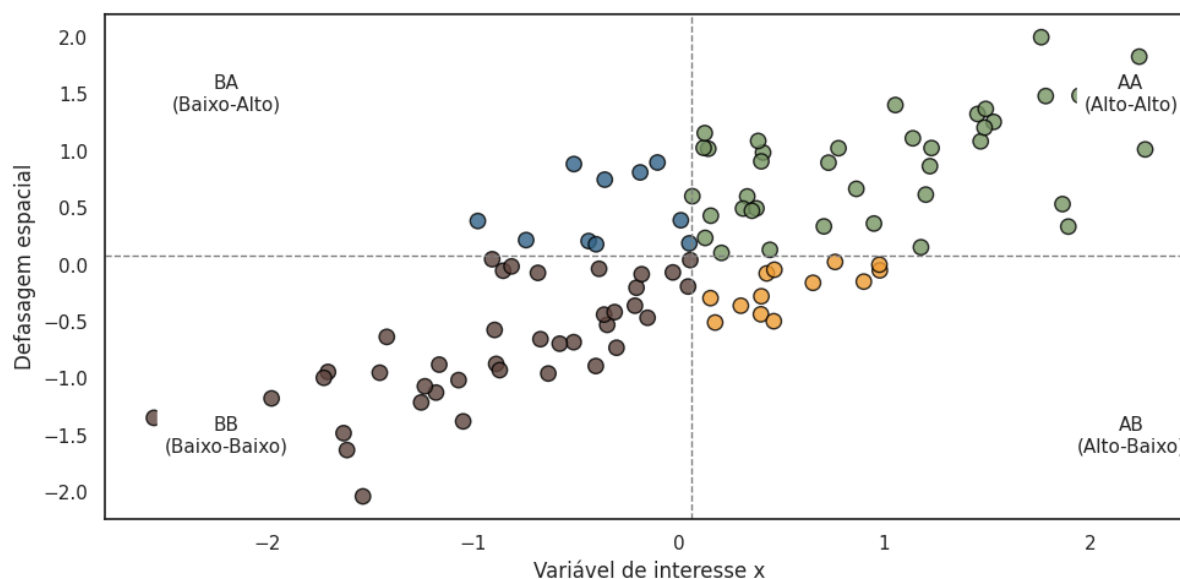
Fonte: elaboração própria.

2.2.5 Teste de significância e diagrama de dispersão de Moran

Uma vez calculado o Índice I de Moran, torna-se necessário verificar sua significância estatística antes de proceder à interpretação dos padrões espaciais observados. Para isso, Almeida (2012) aponta dois caminhos: os métodos da normalidade e da permutação aleatória. No primeiro caso, assume-se que a variável padronizada $Z(I)$ segue uma distribuição normal sob H_0 , com média 0 e variância 1. Já a segunda forma, de aplicação mais comum, é o teste de pseudo-significância. Neste, geram-se diferentes permutações dos valores dos atributos e constrói-se uma distribuição empírica do Índice I (Câmara et al., 2004; Biazoli; Ramos; Frias, 2020).

Segundo Câmara et al. (2004) e Almeida (2012), o diagrama de dispersão de Moran é uma representação gráfica complementar ao cálculo do I de Moran, permitindo visualizar os regimes espaciais presentes nos dados. Para tanto, apresenta no eixo horizontal o valor da variável de interesse x , e, de maneira semelhante, retrata no eixo vertical as defasagens espaciais da variável em estudo, que podem ser entendidas como as médias dessa variável nos vizinhos das respectivas áreas (Mendonça, 2022). Dessa forma, como retratado pela Figura 4, esse diagrama apresenta, em seus quatro quadrantes, os tipos de associação espacial já conhecidos: AA, BB, AB e BA.

Figura 4 – Diagrama de dispersão de Moran para a variável de interesse x



Fonte: elaboração própria com dados simulados.

2.2.6 Autocorrelação espacial local

Com o intuito de capturar padrões locais de autocorrelação espacial, Anselin (1995) propôs os *Local Indicators of Spatial Association* (LISA), ou Indicadores Locais de Associação Espacial. Essas estatísticas têm duas funções básicas: (a) identificar *clusters* espaciais locais significativos e (b) diagnosticar instabilidade local (*outliers* espaciais) em medidas de associação espacial global. Assim como no caso das estatísticas globais, há vários indicadores locais na literatura. O Índice de Moran Local, por exemplo, permite decompor o padrão de associação espacial em quatro categorias, que correspondem aos quatro quadrantes do diagrama de dispersão de Moran (Almeida, 2005).

Localmente, a estatística de Moran para uma observação i pode ser definida como:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^j w_{ij} z_j, \quad (3)$$

em que:

- as observações z_i e z_j representam os desvios de y_i e y_j em relação à média; e
- a soma sobre j é tal que apenas valores vizinhos j pertencentes a J_i são incluídos, onde J_i é um conjunto de vizinhos de i (Almeida, 2005).

Após determinar a significância estatística do Índice Local de Moran, de maneira similar ao procedimento empregado no caso global, Câmara et al. (2004) afirmam ser útil gerar um mapa indicando as regiões que apresentam correlação local significativamente distinta do restante dos dados. Esse mapa, denominado LISA, destaca apenas as áreas relevantes para a análise (Biazoli; Ramos; Frias, 2020). Os padrões espaciais nele identificados podem ser interpretados conforme o Quadro 1, em que AA e BB refletem associação espacial positiva e maior homogeneidade territorial, enquanto AB e BA indicam dependência espacial negativa e maior dissimilaridade espacial.

Quadro 1 – Interpretação dos padrões espaciais nos mapas LISA

Padrão	Interpretação
<i>Clusters</i> alto-alto (AA)	Observação com valor alto cercada por vizinhos com valores altos
<i>Clusters</i> baixo-baixo (BB)	Observação com valor baixo cercada por vizinhos com valores baixos
<i>Outliers</i> baixo-alto (BA)	Observação com valor baixo cercada por vizinhos com valores altos
<i>Outliers</i> alto-baixo (AB)	Observação com valor alto cercada por vizinhos com valores baixos

Fonte: elaboração própria.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 DADOS

Os dados utilizados nesta investigação referem-se às apólices de seguro rural contratadas no Brasil, extraídas do Sistema de Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural (SISSER, 2025), disponibilizado no Portal de Dados Abertos do MAPA. Em tal conjuntura, o SISSER constitui a plataforma oficial empregada na operacionalização do PSR, funcionando como intermediário na troca de informações entre o ministério e as seguradoras habilitadas no programa.

A base de dados original, obtida por meio da plataforma, compreendia 230.002 observações referentes aos anos de 2022 e 2023, sendo cada registro correspondente a uma apólice subvencionada¹ contratada por produtores rurais ao longo desse período. Desse modo, a análise foi desenvolvida exclusivamente com base nos contratos contemplados pelo PSR. Diante dessas considerações, torna-se necessário explicitar os critérios adotados para a delimitação temporal da base utilizada neste estudo.

Sendo assim, salienta-se que, embora o SISSER já disponibilizasse registros mais recentes no momento da coleta dos dados, optou-se por não incorporá-los a este trabalho. Tal decisão fundamenta-se, em primeiro lugar, na existência de inconsistências verificadas no conjunto de dados referente ao ano de 2024, coletado em julho de 2025, sobretudo pela ausência de informações relevantes em determinadas variáveis. Dentre elas, destaca-se o evento predominante vinculado às apólices, elemento considerado pertinente para as análises complementares desenvolvidas na seção de resultados.

Em complemento, o recorte adotado contempla apenas um período de referência, inexistindo, por esse motivo, finalidade comparativa entre anos distintos. Nessas circunstâncias, a utilização de 2023 mostrou-se mais adequada por disponibilizar uma base completa, consolidada e compatível com os objetivos propostos nesta investigação. De maneira adicional, a não incorporação dos dados de 2024 também contribui para evitar possíveis distorções associadas a eventos climáticos excepcionais ocorridos naquele ano, especialmente os desastres registrados no Rio Grande do Sul, cuja magnitude poderia introduzir efeitos pouco representativos na análise. Com o ano de referência definido, iniciou-se o tratamento e a consolidação da base de dados utilizada nas análises espaciais.

Para os fins deste trabalho, utilizou-se a linguagem de programação *Python* (Python,

¹ A base disponibilizada pelo SISSER no Portal de Dados Abertos contempla exclusivamente operações subvencionadas vinculadas ao PSR, não abrangendo integralmente o mercado privado de seguro rural.

2025). Por meio dela, realizou-se inicialmente o recorte do subconjunto referente apenas ao ano de 2023, de modo que, após as etapas de filtragem e organização, restaram 106.886 ocorrências válidas de apólices, distribuídas pelos municípios brasileiros. Procedeu-se, na sequência, ao agrupamento municipal das observações, por meio da operação *groupby*, consolidando as informações em um conjunto com 3.390 registros, todos identificados pelos respectivos códigos IBGE. Após isso, verificaram-se duplicidades e inconsistências nesses códigos que, uma vez removidas, resultaram em 3.187 unidades territoriais distintas com pelo menos uma apólice contratada naquele ano.

Todavia, considerando a necessidade de representar a totalidade dos municípios brasileiros, inclusive aqueles sem cobertura ativa no período analisado, foram incorporadas ao conjunto as localidades não contempladas na base original, com seus respectivos códigos IBGE e valores nulos, ou iguais a zero, atribuídos às variáveis do seguro rural, uma vez que originalmente não possuíam informações no Portal de Dados Abertos. Além disso, cada observação, isto é, cada município, foi enriquecida com suas respectivas informações territoriais, como a região geográfica, a mesorregião e a microrregião correspondente.

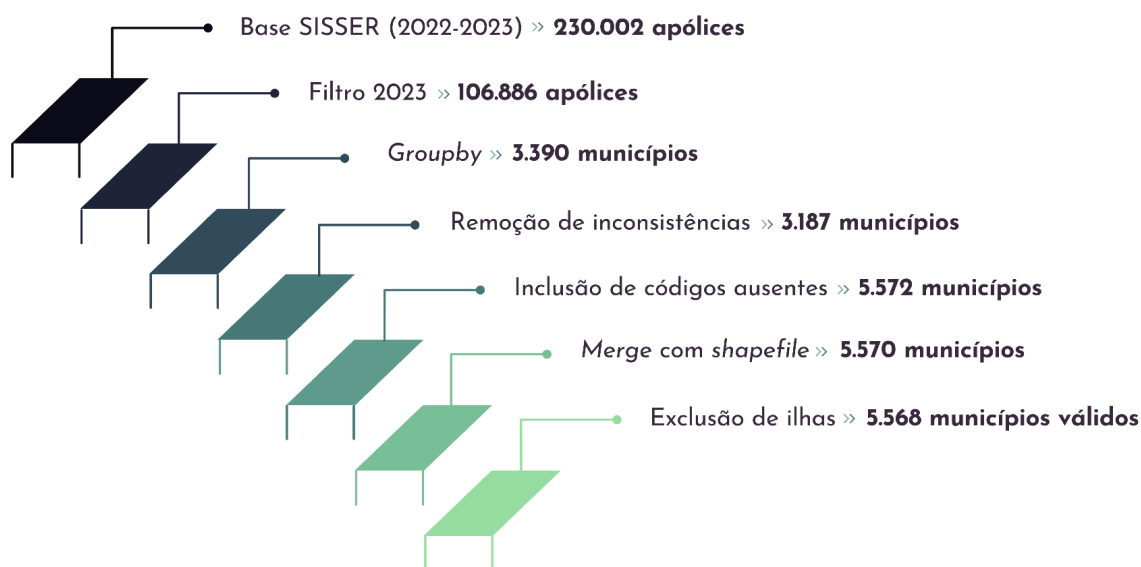
Para viabilizar a aplicação dos métodos da AEDE, essa base de dados foi integrada a um *shapefile* contendo atributos geográficos, como as coordenadas espaciais dos municípios brasileiros. De acordo com a Malha Municipal Digital do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no ano de 2023 existiam 5.572 geocódigos, dos quais 5.568 correspondiam a municípios, além do Distrito Federal, de Fernando de Noronha, no estado de Pernambuco, e de duas áreas estaduais operacionais, quais sejam, Lagoa dos Patos e Lagoa Mirim, ambas vinculadas ao estado do Rio Grande do Sul (IBGE, 2023).

Dando continuidade ao procedimento de fusão, utilizou-se o método *merge*, de modo a preservar a unicidade dos identificadores territoriais e assegurar a consistência espacial entre os registros. Como as duas áreas estaduais operacionais não possuíam correspondência na base de dados do seguro rural, foram excluídas durante o processo de combinação dos dois *dataframes*. Na sequência, também foram removidas as unidades territoriais de Fernando de Noronha e de Ilhabela, no estado de São Paulo, uma vez que, por se tratarem de ilhas, tais observações não apresentam vizinhança contígua com outras unidades territoriais e, conseqüentemente, inviabilizariam a construção da matriz de pesos espaciais baseada em contigüidade.

Dessa forma, ao final do processo de exclusão dessas unidades insulares, obteve-se um conjunto de dados estruturado com 5.568 observações e 18 variáveis, sendo cada observação correspondente a uma unidade territorial válida para a análise espacial e

contendo, simultaneamente, informações referentes aos indicadores do seguro rural e à respectiva localização geográfica. A fim de facilitar a visualização de todo esse processo de tratamento e consolidação da base de dados utilizada na AEDE, a Figura 5 sintetiza o fluxo metodológico descrito anteriormente.

Figura 5 – Etapas de preparação da base de dados para aplicação da AEDE



Fonte: elaboração própria.

Já as variáveis selecionadas para o estudo da dependência espacial neste trabalho, juntamente com suas descrições, estão sistematizadas no Quadro 2.

Quadro 2 – Variáveis utilizadas na AEDE e suas respectivas descrições

Variável	Descrição
Apólices	Quantidade de apólices de seguro rural emitidas por município
Total segurado	Soma (R\$) dos valores segurados nas propriedades do município
Prêmio	Soma (R\$) dos prêmios pagos nas propriedades do município
Subvenção	Soma (R\$) das subvenções pagas pelo governo às propriedades do município
Indenização	Soma (R\$) das indenizações pagas pelas seguradoras às propriedades do município

Fonte: elaboração própria.

A partir da base consolidada e das variáveis selecionadas, as análises foram conduzidas em duas escalas complementares. Inicialmente, realizou-se a investigação para a totalidade dos 5.568 municípios brasileiros presentes no conjunto final, permitindo verificar padrões gerais de distribuição espacial nas variáveis associadas ao seguro rural em âmbito

nacional. Em seguida, procedeu-se à análise específica dos recortes regionais do Sul e do Centro-Oeste.

A escolha dessas duas regiões justifica-se por sua posição de destaque no mercado securitário rural brasileiro, uma vez que concentram parcela relevante das contratações de apólices, do volume segurado e dos valores subvencionados, além de apresentarem significativa atividade agropecuária. Soma-se a isso o fato de tais recortes terem se mostrado particularmente expressivos já na análise conduzida para o Brasil, dada a presença de cadeias produtivas importantes em seu território, como soja e milho, assim como a recorrência de eventos climáticos adversos com impacto potencial sobre a atividade rural.

3.2 METODOLOGIA

Apoiando-se na AEDE, busca-se investigar a manifestação de dependência espacial nas variáveis relacionadas ao seguro rural, como apólices, total segurado, prêmio, subvenção e indenização, com base nos dados municipais de 2023. Sob essa dinâmica, adotou-se o nível de agregação por municípios, tanto na análise realizada em nível nacional quanto para os recortes regionais escolhidos.

Tendo em vista essa escala selecionada, deve-se levar em conta a possível influência do *Modifiable Areal Unit Problem* (MAUP), ou Problema da Unidade de Área Modificável, uma vez que os resultados obtidos podem ser sensíveis ao nível de agregação adotado, neste caso, o municipal. Nessa perspectiva, diferentes formas de agregação territorial podem conduzir à identificação de padrões distintos de autocorrelação, alterando a magnitude dos coeficientes estimados, como o Índice de Moran, bem como a configuração dos agrupamentos evidenciados, o que foi discutido por Openshaw (1984). Isso significa que os resultados encontrados para os municípios podem não ser exatamente os mesmos caso a análise fosse conduzida em outra escala territorial, como estados, mesorregiões ou microrregiões, por exemplo.

Seguindo essas premissas, a matriz de vizinhança espacial adotada foi construída com base na convenção de contiguidade do tipo *queen*, a qual considera como vizinhos, à semelhança do que foi detalhado na seção 2, os municípios que compartilham qualquer ponto de fronteira, seja por lados ou apenas por vértices. Embora essa abordagem assegure maior conectividade espacial entre as unidades territoriais, ressaltou-se que a escolha da estrutura de vizinhança pode influenciar os resultados da análise, uma vez que diferentes especificações da matriz de pesos espaciais podem produzir alterações nos padrões de associação identificados (Mendonça, 2022). Após a definição da matriz de contiguidade, procedeu-se à

sua normalização por linha, garantindo que os pesos atribuídos a cada município somassem 1, conforme o procedimento clássico descrito por Almeida (2012).

Desse modo, primeiramente, foram geradas estatísticas descritivas das variáveis e, em seguida, foi calculado o índice global de autocorrelação espacial de Moran para cada variável, com o intuito de detectar a presença de associação espacial entre os municípios. A hipótese nula considerada corresponde à ausência de autocorrelação, ou seja, de aleatoriedade espacial, sendo os níveis de significância estimados com base na permutação aleatória dos dados. Nessa lógica, testou-se a significância do I de Moran por meio de um p-valor simulado, tomando-se um nível de significância de 5%, isto é, 0,05.

Posteriormente, a análise local foi realizada por meio do Índice de Moran Local (LISA), com o propósito de identificar os regimes espaciais, sejam eles *clusters* ou *outliers* espaciais, presentes nas variáveis analisadas. Os resultados foram representados visualmente neste trabalho pelos mapas LISA, que combinam o valor estatístico da autocorrelação com sua significância e, com isso, classificam os padrões identificados na análise em quatro categorias: alto-alto (AA), em verde; baixo-alto (BA), em azul; baixo-baixo (BB), em marrom; e alto-baixo (AB), em amarelo. Já as observações que não apresentaram comportamento significativo, por seu turno, constam como não significativas, na cor cinza.

3.3 RECURSOS COMPUTACIONAIS

Para a execução dos procedimentos descritos anteriormente, toda a implementação da AEDE foi realizada na já mencionada linguagem de programação *Python*, por meio da utilização de diferentes bibliotecas voltadas à manipulação, análise e visualização de dados. Dentre as principais, destacam-se *Pandas* (McKinney, 2010) e *NumPy* (van der Walt; Colbert; Varoquaux, 2011), empregadas no tratamento e organização da base de dados; *Geopandas* (Jordahl, 2014), utilizada para o manejo de dados espaciais; e *PySAL* (Rey; Anselin, 2007), fundamental para construir as matrizes de pesos espaciais, calcular as estatísticas de autocorrelação espacial e visualizar os resultados gráficos por meio dos mapas LISA. De forma complementar, recorreu-se às bibliotecas *Matplotlib* (Hunter, 2007) e *Seaborn* (Waskom, 2014) para a elaboração dos gráficos e às *SciPy* (Virtanen et al., 2020) e *Statsmodels* (Seabold; Perktold, 2010), no suporte a procedimentos estatísticos auxiliares. Todo esse processo, por sua vez, foi conduzido no ambiente *Google Colaboratory* (Bisong, 2019).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 BRASIL

4.1.1 Análise descritiva

Em termos agregados, o conjunto dos 5.568 municípios brasileiros presentes nesta análise corresponde a aproximadamente 6,2 milhões de hectares segurados em 2023. Apesar dessa expressiva extensão territorial coberta pelo seguro rural, os resultados descritivos demonstram que as variáveis apresentam um comportamento comum de assimetria e concentração. Convém observar que a diferença expressiva entre médias e medianas, conforme verificado na Tabela 1, aliada à presença recorrente de valores nulos no primeiro quartil, sugere, à primeira vista, que a maior parte das localidades analisadas possui baixa inserção no mercado securitário, enquanto um conjunto mais restrito reúne os maiores volumes de contratação e valores financeiros associados à atividade.

Tabela 1 – Medidas descritivas para as variáveis analisadas (Brasil, 2023)

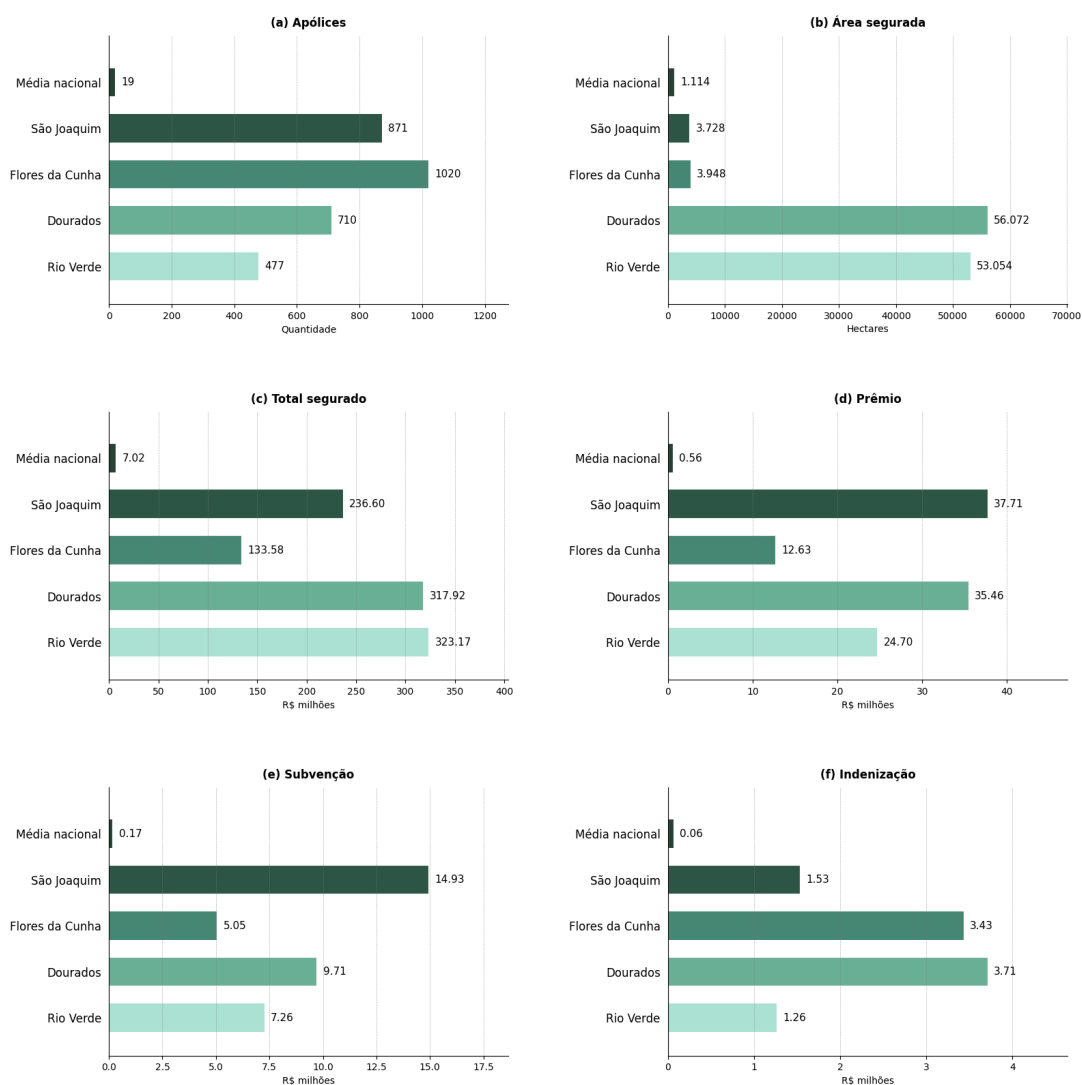
Medida	Variável				
	Apólices	Total segurado	Prêmio	Subvenção	Indenização
Média	19,05	7.019.058,08	557.140,52	165.565,27	60.263,17
Desvio padrão	58,07	19.794.862,60	1.853.046,01	572.014,11	198.523,46
Mínimo	0	0	0	0	0
1º quartil	0	0	0	0	0
Mediana	1,00	257.732,85	7.168,74	2.788,20	0
3º quartil	10,00	4.386.012,91	242.915,41	76.715,99	11.838,42
Máximo	1.020,00	323.168.330,67	37.705.219,91	14.930.152,21	3.711.960,42

Fonte: elaboração própria.

Adicionalmente, os valores elevados de desvio padrão observados em todas as variáveis reforçam a existência de dispersão entre os municípios, indicando, em outras palavras, que os valores se encontram bastante distantes da média. No que se refere aos valores máximos para cada variável, destaca-se a centralização em municípios sulistas e centro-oestinos, a saber: Flores da Cunha (RS), no número de apólices, Rio Verde (GO), no total segurado, São Joaquim (SC), no prêmio e na subvenção, e Dourados (MS), na indenização. De forma a evidenciar tais discrepâncias, o Gráfico 4 dispõe os valores

observados nestes municípios para as cinco variáveis em estudo, juntamente com sua área total segurada em hectares, em comparação com as médias nacionais.

Gráfico 4 – Valores máximos municipais e médias nacionais das variáveis do seguro rural (Brasil, 2023)



Fonte: elaboração própria.

Ainda sobre esse tópico, o Gráfico 4 ratifica os indícios de concentração apontados pelas estatísticas descritivas. Em todas as variáveis consideradas, os municípios que registraram os valores máximos apresentam magnitudes substancialmente superiores às respectivas médias nacionais. Essa discrepância também se manifesta na área segurada, uma vez que Dourados (MS) e Rio Verde (GO), segunda e terceira maiores extensões seguradas do país, somam mais de 109 mil hectares, enquanto a média municipal brasileira permanece próxima de 1,1 mil hectares. À frente de ambos encontra-se apenas Uberlândia (MG), com cerca de 544 mil hectares segurados.

Diante desse cenário, é oportuno registrar que o seguro rural não se encontra difundido de forma homogênea no território nacional, mas sim concentrado em regiões específicas, possivelmente associadas a áreas de maior dinamismo agropecuário. Esse padrão, sob tais indícios, se manifesta de forma consistente nas variáveis estudadas, indicando que a contratação, os valores segurados, os prêmios e a subvenção, bem como a indenização, tendem a se concentrar em determinados espaços. Propõe-se, desse modo, a possibilidade de formação de estruturas espaciais não aleatórias, sendo tal suposição explorada a seguir por meio da AEDE.

4.1.2 Análise espacial

Os resultados estimados para o Índice de Moran Global, apresentados na Tabela 2, indicam a presença de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa ao nível de 5% para todas as variáveis analisadas, conforme denotado pelos p-valores. Com isso, importa notar que municípios geograficamente próximos tendem a apresentar comportamentos semelhantes no que tange ao seguro rural, afastando, portanto, a hipótese de aleatoriedade na distribuição desse fenômeno no território.

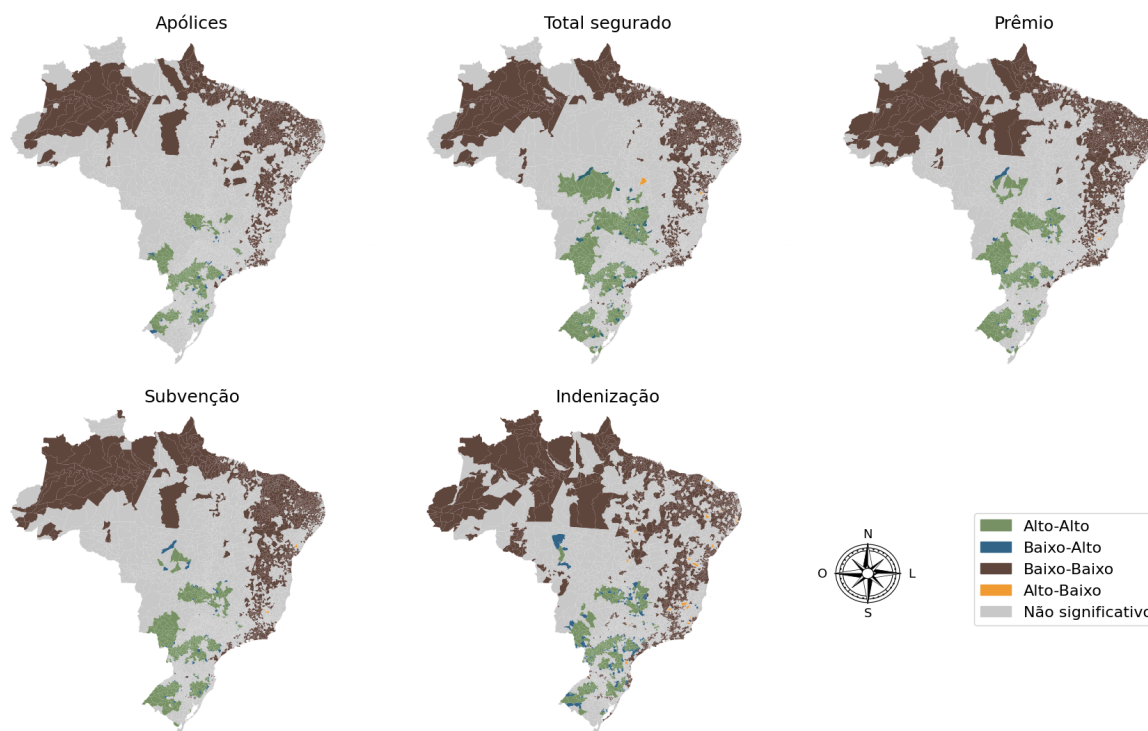
Tabela 2 – Índice de Moran Global (Brasil, 2023)

Variável	<i>I</i> de Moran	p-valor
Apólices	0,60	0,001
Total segurado	0,55	0,001
Prêmio	0,55	0,001
Subvenção	0,52	0,001
Indenização	0,45	0,001

Fonte: elaboração própria.

Já a análise local, por meio dos mapas LISA destacados na Figura 6, permite aprofundar a compreensão dessa estrutura ao demonstrar como tais relações se materializam no espaço. Observa-se, nesse sentido, a formação de agrupamentos do tipo alto-alto, isto é, municípios com valores elevados cercados por vizinhos com características semelhantes, os quais se distribuem de maneira relativamente uniforme pela região Sul e por áreas do Centro-Oeste e do Sudeste. Esse arranjo espacial, recorrente entre as variáveis analisadas, delinea um núcleo territorial do seguro rural no país, associado, em grande medida, às regiões de maior dinamismo da atividade agropecuária.

Figura 6 – Mapas LISA para a distribuição espacial das variáveis nos municípios
(Brasil, 2023)



Fonte: elaboração própria.

Cumprе destacar que, embora o estado do Mato Grosso, no Centro-Oeste, também apresente agrupamentos dessa natureza, sua manifestação se mostra mais expressiva no total segurado, tornando-se menos evidente nas demais variáveis, ou mesmo ausente, como no caso das apólices. Tal comportamento sugere uma inserção relevante sob o ponto de vista do volume financeiro protegido, mesmo diante de uma menor difusão em termos de número de contratos ou de alcance do instrumento.

Em contraposição, os agrupamentos do tipo baixo-baixo configuram um padrão igualmente consistente, concentrando-se predominantemente nas regiões Norte e Nordeste. A extensão dessa configuração, que se manifesta de forma uniforme nessas áreas, aponta para amplas porções do território com participação reduzida no mercado securitário, indicando que a baixa utilização da proteção rural não ocorre de forma isolada, mas tende a se reproduzir entre municípios vizinhos. Somado a isso, nota-se que esse arranjo também se estende, de maneira mais fragmentada, para partes do Sudeste, especialmente em municípios situados próximos ao litoral, o que reforça a heterogeneidade espacial da atividade.

Em se tratando dos *outliers* espaciais, os padrões do tipo baixo-alto, localizados sobretudo nas bordas dos agrupamentos de maior intensidade, como no Sul e Centro-Oeste,

exprimem a presença de áreas de transição, nas quais municípios com menor utilização do seguro se encontram inseridos em contextos mais dinâmicos. Por sua vez, os casos do tipo alto-baixo apresentam ocorrência mais rara e dispersa, destacando-se principalmente na variável indenização, o que indica situações pontuais em que eventos adversos resultaram em pagamentos elevados, independentemente do comportamento predominante do entorno.

Levando-se em consideração as três regiões nas quais foram identificados padrões espaciais do tipo alto-alto, observou-se, por meio do próprio conjunto de dados analisado, a concentração de determinadas culturas entre os municípios com maior dinamismo securitário, estando tais resultados alinhados às informações mencionadas do Atlas do Seguro Rural. Exemplo disso é a predominância da cultura da soja entre as apólices subvencionadas pelo PSR, ao passo que o Paraná detém o maior volume de contratos.

Em meio a esse panorama, verificou-se que, para a região Sul, a sojicultura apresenta maior relevância em termos de contratos, contabilizando 36.742 apólices, com dominância no estado paranaense, corroborando sua preponderância nos dados agregados do mercado segurador rural brasileiro. Na sequência, sobressaíram-se a cultura da uva, sobretudo no Rio Grande do Sul, e a do milho, igualmente concentrada em municípios do Paraná.

De forma semelhante, no recorte do Centro-Oeste, destaca-se novamente o cultivo de soja, com um total de 10.179 apólices contratadas majoritariamente no estado de Goiás, seguido pelo milho, com maior representatividade no Mato Grosso do Sul, e pela atividade pecuária, também concentrada preponderantemente no território goiano. Já no Sudeste, a soja registra 9.261 contratos, com maior participação no estado de São Paulo, seguida pelo cultivo de café, especialmente em Minas Gerais, e pelo cultivo do tomate, cuja predominância se mostra mais expressiva em municípios paulistas.

Paralelamente, no que concerne aos eventos cobertos, os dados demonstram que a seca constitui o principal sinistro registrado, em quantidade de apólices, nas três regiões supracitadas, apresentando incidência mais elevada no Sul. Ainda, em termos de indenizações, o maior volume financeiro pago decorrente desse evento concentra-se nos municípios sulistas, principalmente relacionado ao plantio de soja, constatação esta que reforça a relevância desse evento climático no funcionamento do seguro rural brasileiro.

Em consonância com esse conjunto de indícios, depreende-se que o seguro rural no Brasil não se organiza de maneira homogênea no espaço, mas se estrutura em torno de um núcleo mais consolidado, cercado por áreas de transição e por extensas regiões de baixa inserção. Tal configuração, mediante os dados apresentados, indica que a difusão desse instrumento acompanha, em grande medida, as desigualdades já existentes na estrutura

produtiva agropecuária, ressaltando a importância de incorporar a dimensão territorial na análise do setor e no direcionamento de políticas públicas voltadas à sua ampliação.

Em razão dos padrões observados em nível nacional, torna-se pertinente avançar para uma análise regional mais detalhada, especialmente nas áreas caracterizadas por maior aglomeração da atividade securitária. Em função disso, apresentam-se, na sequência, os resultados referentes às regiões Sul e Centro-Oeste, permitindo explorar, com maior profundidade, a configuração dos agrupamentos espaciais e as particularidades associadas às variáveis estudadas em ambos os recortes.

4.2 REGIÃO SUL

4.2.1 Análise descritiva

Considerando os 1.191 municípios da região Sul analisados neste estudo, que se destacou em nível nacional e concentrou aproximadamente 2,9 milhões de hectares segurados em 2023, constata-se que as variáveis associadas à cobertura rural também seguem um padrão de assimetria e concentração, ainda que inseridas em um contexto de maior difusão do seguro rural em relação ao cenário nacional. A discrepância entre médias e medianas, aliada à distribuição dos quartis, indica que, embora a contratação esteja mais disseminada na região, os maiores volumes permanecem concentrados em um grupo mais restrito de municípios. Essas constatações, bem como as demais medidas estatísticas das variáveis, estão organizadas na Tabela 3.

Tabela 3 – Medidas descritivas para as variáveis analisadas (Região Sul, 2023)

Medida	Variável				
	Apólices	Total segurado	Prêmio	Subvenção	Indenização
Média	56,07	15.085.909,85	1.434.440,03	448.406,55	165.348,31
Desvio padrão	97,56	25.476.603,79	2.770.156,67	927.251,83	315.078,04
Mínimo	0	0	0	0	0
1º quartil	3,00	535.910,07	40.860,69	12.725,64	0
Mediana	19,00	4.780.162,53	398.808,91	115.749,18	27.716,59
3º quartil	67,50	17.598.308,17	1.639.679,35	499.658,92	181.707,39
Máximo	1.020,00	279.906.404,89	37.705.219,91	14.930.152,21	3.434.301,54

Fonte: elaboração própria.

Os elevados desvios padrão reforçam a existência de heterogeneidade entre os municípios da região, indicando que os níveis de contratação e os montantes financeiros não se distribuem de maneira regular no território. Quanto aos valores máximos, observa-se a concentração em poucas localidades, com destaque para Flores da Cunha (RS), líder em apólices e indenização, São Joaquim (SC), em prêmio e subvenção, e Vacaria (RS), no total segurado.

Sob essas evidências, nota-se que, embora o seguro rural se apresente relativamente mais consolidado na região Sul, sua distribuição ainda não ocorre de forma plenamente homogênea. Dessa forma, a configuração observada aponta para um alcance maior do instrumento, porém ainda acompanhada por desigualdades internas entre os municípios.

4.2.2 Análise espacial

Com base nos resultados apresentados na Tabela 4, verifica-se que todas as variáveis analisadas exibem valores positivos e estatisticamente significativos para o Índice de Moran Global, o que sinaliza a presença de associação espacial entre os municípios da região Sul. Logo, localidades com características semelhantes, seja em níveis mais elevados ou mais reduzidos, tendem a se distribuir de forma uniforme no território, revelando uma organização espacial não aleatória das variáveis relacionadas à proteção rural.

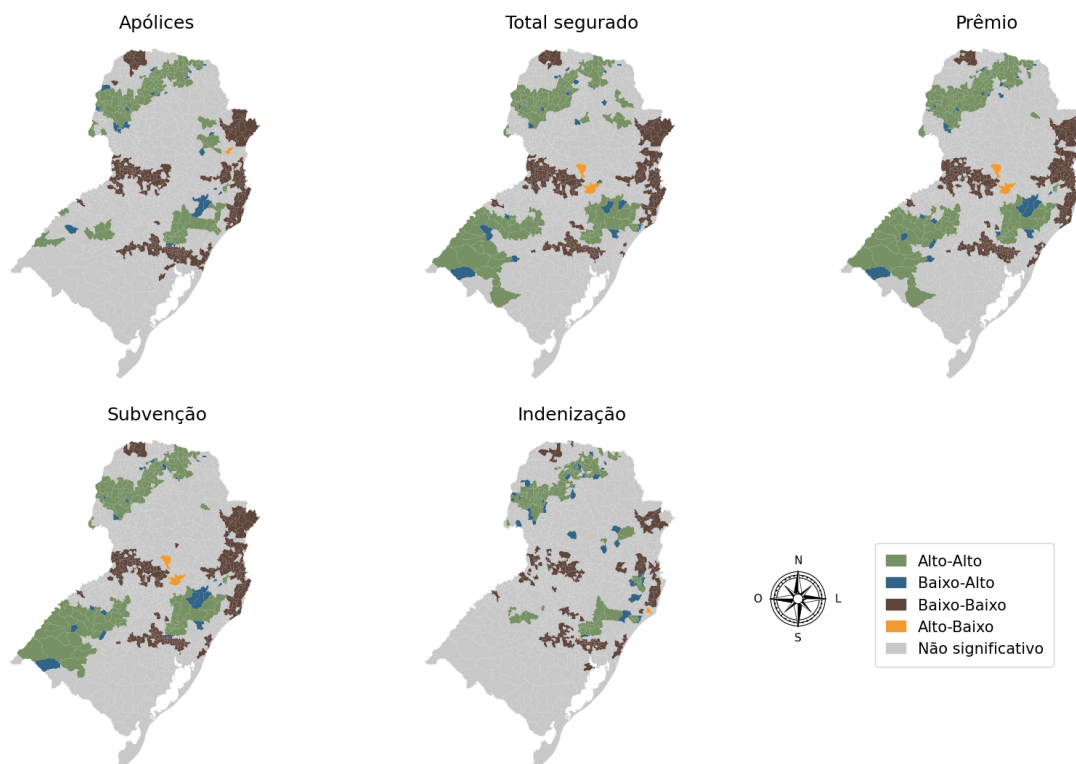
Tabela 4 – Índice de Moran Global (Região Sul, 2023)

Variável	<i>I</i> de Moran	p-valor
Apólices	0,56	0,001
Total segurado	0,47	0,001
Prêmio	0,45	0,001
Subvenção	0,41	0,001
Indenização	0,44	0,001

Fonte: elaboração própria.

Avançando para a análise local, os mapas LISA apresentados na Figura 7 permitem compreender como essa estrutura se materializa no espaço. Nesse cenário, destacam-se os agrupamentos de alta intensidade, que se distribuem de forma estável no norte e oeste do Paraná, assim como no noroeste e nordeste do Rio Grande do Sul, com extensões pontuais para o sudoeste gaúcho em algumas variáveis. Esse arranjo, recorrente ao longo dos diferentes indicadores, sugere a consolidação de um eixo regional, em que a utilização do seguro rural é mais intensa, compatível com áreas de maior atividade agropecuária.

Figura 7 – Mapas LISA para a distribuição espacial das variáveis nos municípios (Região Sul, 2023)



Fonte: elaboração própria.

Em contraste, as áreas de menor expressão da atividade securitária concentram-se predominantemente ao longo da faixa litorânea dos três estados, englobando mesorregiões como a Metropolitana de Curitiba, o Vale do Itajaí, a Grande Florianópolis e a Metropolitana de Porto Alegre. A isso acrescenta-se a presença desse mesmo comportamento em partes do oeste catarinense, o que indica que a baixa utilização do seguro não se restringe ao litoral, ainda que se manifeste ali de maneira mais constante.

No que concerne aos *outliers* espaciais, os casos do tipo baixo-alto surgem esporadicamente, distribuindo-se ao longo dos três estados, geralmente posicionados nas bordas dos agrupamentos mais dinâmicos. Tal configuração delinea áreas intermediárias, nas quais o seguro rural ainda não acompanha plenamente o nível de atividade observado no entorno. Por outro lado, os padrões alto-baixo apresentam ocorrência bastante limitada, aparecendo isoladamente em porções centrais de Santa Catarina, sobretudo nas variáveis total segurado, prêmio e subvenção, além de um caso específico na indenização no sul catarinense, não sendo observados na variável apólices.

Alinhado à destacada presença de *clusters* alto-alto, percebe-se que as culturas com maior número de apólices nesta região possuem organização concentrada em determinadas

mesorregiões. No caso da soja, por exemplo, há acumulação de contratos no Oeste Paranaense, no Norte Central Paranaense, no Centro Ocidental Paranaense e no Noroeste Rio-Grandense. A cultura da uva, por sua vez, apresenta maior ocorrência de apólices no Nordeste Rio-Grandense, localidade esta vinculada, tradicionalmente, à vitivinicultura nacional. Já quanto ao milho, a predominância dos contratos ocorre no Norte Central Paranaense.

Acerca dos riscos associados às indenizações, a seca é o principal evento registrado em quantidade de apólices, com maior incidência no Norte Catarinense, sendo essa mesorregião seguida pelo Noroeste Paranaense e pelo Noroeste Rio-Grandense. Sob a perspectiva monetária, o maior montante indenizado vinculado a esse tipo de evento concentra-se no Noroeste Rio-Grandense. Logo, diante dessas informações complementares, nota-se não apenas a relevância produtiva desses espaços para a atividade agrícola segurada, em consonância com os padrões de alta concentração identificados na região, mas também uma maior exposição econômica frente aos efeitos de eventos climáticos adversos.

Tomados em conjunto, esses indícios revelam que a configuração espacial do seguro rural na região Sul é marcada por uma clara diferenciação interna, na qual o interior, particularmente as porções oeste e norte, concentra os maiores níveis de atividade, enquanto o litoral e áreas metropolitanas apresentam participação mais reduzida. Trata-se, portanto, de uma estrutura territorial relativamente estável entre as variáveis, que reflete, em última instância, a própria organização produtiva da agropecuária sul-brasileira.

4.3 CENTRO-OESTE

4.3.1 Análise descritiva

Os resultados descritivos para os 467 municípios da região Centro-Oeste considerados nesta análise, expostos na Tabela 5, evidenciam que as variáveis associadas ao seguro rural apresentam um perfil marcado por assimetria e concentração, indicando que a distribuição das operações ocorre de maneira heterogênea no território. Embora a região tenha concentrado aproximadamente 1,6 milhão de hectares segurados em 2023, valor inferior ao observado no Sul, os montantes médios das operações sugerem a presença de contratos de maior porte. Todavia, a ocorrência de valores nulos, associada à discrepância entre médias e medianas, aponta que uma parcela considerável dos municípios ainda possui baixa inserção no mercado securitário, ao passo que os maiores volumes se concentram em localidades específicas.

Tabela 5 – Medidas descritivas para as variáveis analisadas (Região Centro-Oeste, 2023)

Medida	Variável				
	Apólices	Total segurado	Prêmio	Subvenção	Indenização
Média	27,66	23.742.117,31	1.705.822,33	418.469,64	105.007,99
Desvio padrão	58,26	39.062.453,13	3.503.441,57	929.109,14	257.526,69
Mínimo	0	0	0	0	0
1º quartil	3,00	2.199.168,79	85.942,79	23.120,94	0
Mediana	9,00	10.019.681,59	554.574,09	128.966,68	5.934,82
3º quartil	25,00	26.159.987,67	1.601.553,29	352.800,48	83.765,44
Máximo	710,00	323.168.330,67	35.457.026,29	9.713.169,51	3.711.960,42

Fonte: elaboração própria.

Sob essa perspectiva, os elevados valores de desvio padrão sinalizam uma acentuada variabilidade entre os municípios, revelando que tanto os níveis de contratação quanto os montantes financeiros diferem significativamente no espaço regional. Quanto aos valores máximos, destaca-se a centralização em poucos polos, como Dourados (MS), líder em apólices, prêmio, subvenção e indenização, e Rio Verde (GO), com o maior total segurado.

Tendo em vista essas constatações, percebe-se que o seguro rural, nessa região, se encontra fortemente vinculado a áreas de maior dinamismo agropecuário, sobretudo em municípios consolidados na produção agrícola. Dessa maneira, esse cenário revela uma configuração caracterizada pela concentração em polos produtivos específicos, intercalados por extensas áreas com baixa utilização do instrumento, o que reforça a permanência de uma difusão ainda desigual no território regional.

4.3.2 Análise espacial

Em face dos resultados apresentados na Tabela 6, verifica-se que todas as variáveis analisadas exibem valores positivos para o Índice de Moran Global, acompanhados de significância estatística ao nível de 5%, o que confirma a presença de autocorrelação espacial na região Centro-Oeste. Entretanto, mesmo que esse comportamento seja consistente entre as variáveis, os achados mostram que a intensidade da dependência espacial é, em algumas variáveis, inferior à verificada na região Sul, sobretudo no caso da indenização, cujo coeficiente mais baixo sugere maior dispersão e menor regularidade espacial.

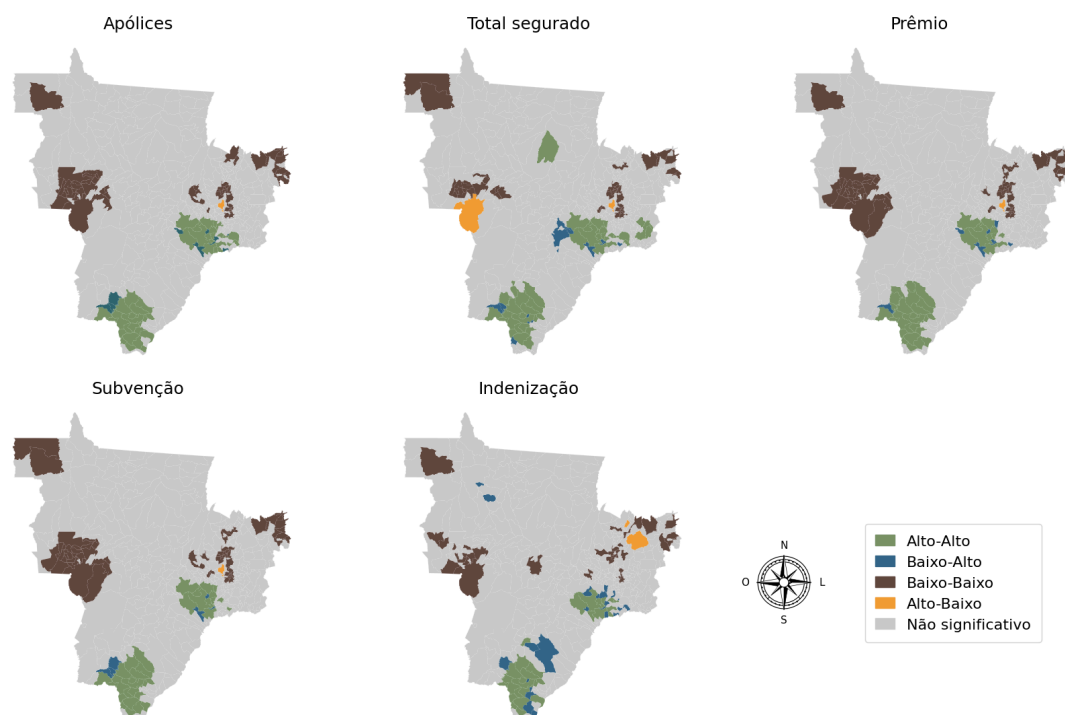
Tabela 6 – Índice de Moran Global (Região Centro-Oeste, 2023)

Variável	<i>I</i> de Moran	p-valor
Apólices	0,47	0,001
Total segurado	0,40	0,001
Prêmio	0,48	0,001
Subvenção	0,48	0,001
Indenização	0,26	0,001

Fonte: elaboração própria.

Com o suporte dos mapas LISA apresentados na Figura 8, torna-se possível detalhar a configuração territorial desses padrões. Os agrupamentos do tipo alto-alto estruturam-se no sul de Goiás e no sudoeste e sudeste de Mato Grosso do Sul, configurando o principal núcleo da atividade securitária na região. Trata-se de um padrão recorrente em todas as variáveis, o que reforça o papel desses espaços como polos do seguro rural. Em paralelo, destaca-se uma área de alta intensidade no norte de Mato Grosso, especialmente nas variáveis total segurado e prêmio, indicando valores financeiros elevados, ainda que sem a mesma correspondência em termos de número de apólices.

Figura 8 – Mapas LISA para a distribuição espacial das variáveis nos municípios (Região Centro-Oeste, 2023)



Fonte: elaboração própria.

Em sentido oposto, os agrupamentos baixo-baixo apresentam maior extensão espacial, distribuindo-se predominantemente pelo estado de Mato Grosso, com presença no extremo norte, no centro-sul e no sudoeste, além de áreas do norte e leste goiano. Esse arranjo, persistente ao longo das variáveis, indica porções do território com reduzida inserção no mercado de seguro rural, mesmo em contextos de expansão da fronteira agrícola.

No que diz respeito aos *outliers* espaciais, os padrões baixo-alto aparecem de forma relativamente frequente nas bordas dos principais *clusters* de alta intensidade, sobretudo no entorno do sul goiano e em áreas adjacentes de Mato Grosso do Sul, configurando zonas de transição entre espaços mais e menos dinâmicos. Em menor escala, esse comportamento também é observado no leste de Goiás e no norte mato-grossense, com maior incidência na variável indenização. Já os casos do tipo alto-baixo são mais escassos e dispersos, destacando-se ocorrências pontuais no centro de Goiás e em áreas específicas do norte goiano e do centro-sul de Mato Grosso, sem, contudo, formar estruturas espaciais regulares.

Ao examinar as culturas predominantes nos agrupamentos alto-alto, tem-se que, no recorte centro-oestino, a sojicultura permanece como principal atividade vinculada ao seguro rural, apresentando maior concentração de contratos na mesorregião do Sul Goiano e uma participação complementar no Sudoeste do Mato Grosso do Sul. O cultivo de milho, por sua vez, também possui participação considerável nessa última localidade, chamando a atenção para o cultivo regional desses grãos.

Associada a isso, a seca, que é apontada como evento predominante desse recorte, ocorre sobretudo no sul do estado goiano, porção territorial que concentra, simultaneamente, um elevado número de apólices indenizadas e um volume expressivo de indenizações pagas em termos financeiros. Tal cenário, portanto, notabiliza a proeminência desse risco climático na estrutura securitária da região, particularmente nas áreas que se caracterizam pela elevada especialização de grãos, a exemplo da soja e do milho, conforme discutido anteriormente.

Nota-se, à luz desse conjunto de reflexões, uma polarização espacial na região Centro-Oeste. De um lado, o sul de Goiás e o sudoeste de Mato Grosso do Sul concentram a maior intensidade das operações de seguro rural; de outro, extensas áreas de Mato Grosso permanecem caracterizadas por baixos níveis de utilização. Nesse contexto, o norte mato-grossense apresenta uma configuração espacial específica, na qual, mesmo que predominem baixos valores na maioria das variáveis, registra-se elevada concentração no total segurado, sugerindo a presença de grandes produtores com alta cobertura financeira, porém ainda com limitada difusão do seguro em termos de número de contratos.

Com o intuito de consolidar os principais padrões de alta concentração observados nos diferentes recortes analisados e suas características relevantes, apresenta-se, no Quadro 3, uma síntese comparativa dos resultados encontrados.

Quadro 3 – Principais concentrações espaciais do seguro rural e características associadas

Recorte	Principais <i>clusters</i> AA	Cultura dominante	Evento predominante
Brasil	Sul, Centro-Oeste e Sudeste	Soja	Seca
Sul	Norte e oeste do Paraná; nordeste, noroeste e sudoeste do Rio Grande do Sul	Soja, uva e milho	Seca
Centro-Oeste	Sul de Goiás, sudoeste de Mato Grosso do Sul e norte de Mato Grosso	Soja e milho	Seca

Fonte: elaboração própria.

Ainda com base nos apontamentos realizados para essas duas regiões, a comparação entre os dois casos permite ilustrar, de maneira mais nítida, as diferenças entre as dinâmicas espaciais observadas. Enquanto o Sul apresenta uma distribuição mais difundida e espacialmente distribuída do seguro rural, o Centro-Oeste revela um comportamento mais concentrado e seletivo. Esse arranjo territorial encontra respaldo na literatura, segundo a qual a utilização da proteção rural pode estar associada ao nível de desenvolvimento da atividade agropecuária, à escala produtiva e às condições de acesso ao mercado e ao crédito (Ozaki, 2007; Fornazier; Souza; Ponciano, 2012).

Em uma perspectiva mais ampla, tais constatações também se mostram compatíveis com evidências já observadas em estudos sobre a evolução territorial do seguro rural brasileiro. Exemplo disso é Mendonça (2023), que verificou que, apesar da expansão do seguro rural em âmbito nacional ao longo do tempo, esse processo ocorreu de maneira espacialmente concentrada, sobretudo nas regiões Sul e Centro-Oeste. Esse entendimento dialoga com os resultados desta investigação, uma vez que os dados apresentados no Gráfico 1, painel (b), demonstraram uma trajetória de crescimento do segmento rural entre 2019 e 2024, ao passo que os padrões de autocorrelação espacial observados sugerem que essa expansão não se distribui de forma territorialmente homogênea. Ao contrário, os achados deste trabalho reforçam a percepção de que a atividade permanece concentrada em áreas historicamente associadas ao protagonismo da agropecuária e do mercado securitário rural.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em síntese, o trabalho alcançou seu propósito de aplicar a AEDE para investigar a existência de dependência espacial nas variáveis relacionadas ao seguro rural no Brasil. Nesse sentido, os resultados evidenciaram a presença de padrões espaciais tanto em âmbito nacional quanto nos recortes regionais do Sul e do Centro-Oeste, corroborando a existência de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa. Tais evidências indicam, portanto, que municípios geograficamente próximos tendem a apresentar comportamentos semelhantes, permitindo identificar a formação de *clusters* e a concentração geográfica das operações securitárias. A partir dessas constatações, os achados contribuíram para ampliar a compreensão da distribuição territorial da proteção securitária rural no país.

Apesar dos avanços, reconhece-se que o estudo apresenta algumas limitações. Em primeiro lugar, a investigação concentrou-se em um único recorte temporal, referente ao ano de 2023, não contemplando a evolução espacial das variáveis ao longo do tempo. Soma-se a isso, como delimitações metodológicas, a possível influência do *Modifiable Areal Unit Problem* (MAUP), segundo o qual os padrões identificados podem variar conforme a escala territorial adotada, bem como a sensibilidade dos resultados à estrutura de vizinhança utilizada, neste caso, a convenção de contiguidade do tipo *queen*. Cumpre salientar, ainda, que, embora a AEDE permita identificar padrões de dependência espacial e agrupamentos territoriais, sua natureza exploratória não possibilita determinar os fatores responsáveis pela configuração espacial observada, nem estabelecer relações de causalidade entre as unidades analisadas. Por último, reforça-se que o trabalho se restringe aos contratos vinculados ao PSR, com base nos dados do SISSER, não contemplando outros mecanismos de amparo ao produtor rural, a exemplo do Proagro e do Garantia-Safra.

Ainda assim, as considerações derivadas desta abordagem constituem uma base para pesquisas futuras. A incorporação de outros métodos e técnicas de análise pode ampliar este estudo, permitindo explorar novas dimensões da dependência e da heterogeneidade espacial, além de estender o escopo temporal da investigação. De maneira complementar, análises comparativas envolvendo outros países e diferentes mercados de seguro rural podem contribuir para situar o caso brasileiro em uma perspectiva internacional mais ampla. Assim, tais avanços podem contribuir para a literatura sobre a proteção securitária no meio rural e para a análise espacial no contexto brasileiro, além de auxiliar o aprimoramento de políticas públicas direcionadas ao setor, como o próprio PSR, favorecendo a expansão desse mercado, a ampliação da cobertura e uma difusão mais equilibrada do seguro rural no Brasil.

REFERÊNCIAS

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

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

BIAZOLI, L.; RAMOS, P.; FRIAS, L. A dependência espacial do seguro rural no Brasil. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, v. 15, n. 27, 2020.

BISONG, E. Google Colaboratory. **Building Machine Learning and Deep Learning Models on Google Cloud Platform**. Berkeley: Apress, 2019.

BRASIL. **Lei nº 10.420**, de 10 de abril de 2002. Cria o Fundo Garantia-Safra e institui o Benefício Garantia-Safra, destinado a agricultores familiares vitimados pelo fenômeno da estiagem, nas regiões que especifica. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/2002/110420.htm. Acesso em: 30 abril 2025.

_____. **Lei nº 10.823**, de 19 de dezembro de 2003. Dispõe sobre a subvenção econômica ao prêmio do seguro rural. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/2003/110.823.htm. Acesso em: 13 março 2026.

_____. Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). **Relatório Geral do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural - PSR 2023**, 2024a. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/riscos-seguro/seguro-rural/dados>. Acesso em: 15 julho 2025.

_____. Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). Atlas do Seguro Rural. **MAPA Indicadores**, 2024b. Disponível em: <https://MAPA-indicadores.agricultura.gov.br/publico/extensions/SISSER/SISSER.html>. Acesso em: 5 maio 2025.

_____. **Resolução nº 100**, de 22 de abril de 2024c. Aprova a distribuição do orçamento do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural - PSR para o ano de 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/riscos-seguro/seguro-rural/legislacao>. Acesso em: 13 maio 2025.

_____. **Resolução nº 101**, de 26 de julho de 2024d. Altera o anexo da Resolução nº 83, do Comitê Gestor Interministerial do Seguro Rural - CGSR. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/riscos-seguro/seguro-rural/legislacao>. Acesso em: 13 maio 2025.

CÂMARA, G. et al. **Análise Espacial de Dados Geográficos**. Brasília: EMBRAPA, 2004.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL (CNA). Desempenho do quarto trimestre reverte a tendência de queda anual e PIB do agronegócio avança 1,81% em 2024. **CNA Brasil**, 2024. Disponível em: <https://cnabrasil.org.br/publicacoes?instituicao=all>. Acesso em: 3 maio 2025.

CONSELHO NACIONAL DE SEGUROS PRIVADOS (CNSP). **Resolução nº 404**, de 26 de março de 2021. Dispõe sobre o Seguro Rural e o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural - FESR. Disponível em: <https://www2.susep.gov.br/safe/bnportal/internet/pt-BR/search/49244?exp=3%2Fnumero%20%22RESOLUCAO%20CNSP%22%2Fdis>. Acesso em: 20 março 2025.

COSTA, L. **Programa de Garantia da Atividade Agropecuária - PROAGRO**: um estudo sobre suas regras, evolução e sua operacionalização por meio do Bancoob. Relatório de conclusão de curso (Bacharelado em Gestão do Agronegócio), Universidade de Brasília, 2013.

FORNAZIER, A.; SOUZA, P.; PONCIANO, N. A importância do seguro rural na redução de riscos da agropecuária. **Revista de Estudos Sociais**, v. 14, n. 28, 2012.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS (FGV). **Seguro rural no Brasil**: por que é importante, situação atual e como ampliá-lo. Rio de Janeiro: FGV, 2023. Disponível em: <https://fgviisr.fgv.br/publicacao/seguro-rural-no-brasil-por-que-e-importante-situacao-atual-e-como-amplia-lo>. Acesso em: 2 maio 2026.

HUNTER, J. Matplotlib: A 2D graphics environment. **Computing In Science & Engineering**, v. 9, n. 3, p. 90-95, 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Malhas territoriais. **Malha Municipal**, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/malhas-territoriais/15774-malhas.html?edicao=42093>. Acesso em: 1 maio 2026.

JORDAHL, K. **GeoPandas**: Python tools for geographic data. 2014. Disponível em: <https://github.com/geopandas/geopandas>. Acesso em: 27 maio 2026.

LESAGE, J.; PACE, R. **Introduction to Spatial Econometrics**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2009.

MCKINNEY, W. Data Structures for Statistical Computing in Python. **Proceedings of the 9th Python in Science Conference**, v. 1697900, n. Scipy, p. 51-56, 2010. Disponível em: <https://proceedings.scipy.org/articles/Majora-92bf1922-00a>. Acesso em: 27 maio 2026.

MEDEIROS, E. Avaliação da Implementação do Programa de Subvenção do Prêmio do Seguro Rural. **RESR**, Piracicaba, v. 51, n. 2, 2013.

MEGLIORINI, L. **A Companhia de Seguros Indemnidade**: História de Empresas no Brasil Joanino (1808-1822). Dissertação de mestrado (Mestrado em História Social), Universidade Federal Fluminense, 2008.

MENDONÇA, W. **Concentrações regionais do seguro rural no Brasil em 2019**. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharel em Ciências Econômicas), Instituto de Ciências Sociais Aplicadas; Universidade Federal de Alfenas, 2022.

MENDONÇA, W.; RAMOS, P. O seguro rural no Brasil: evolução e distribuição regional. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, v. 17, n. 29, 2023.

OLIVEIRA, E.; CARRARO, N. Análise do comportamento e participação do agronegócio na composição do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro: um estudo da série temporal de 1996 a 2017. **Brazilian Journal of Development**, v. 5, n. 11, 2019.

OPENSHAW, S. **The Modifiable Areal Unit Problem**. CATMOG - Concepts and Techniques in Modern Geography. Norwich: Geo Books, n. 38, 1984.

OZAKI, V. Em busca de um novo paradigma para o seguro rural no Brasil. **RER**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, 2008.

OZAKI, V. et al. O governo federal e o mercado de seguro agrícola: aprendendo com o passado e construindo o futuro. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 44., 2006, Fortaleza. **Anais [...]** Fortaleza: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2006.

OZAKI, V. 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, 2007.

PIMENTA, L. **Do Proagro ao seguro rural: uma análise da evolução da política agrícola de gestão de riscos climáticos na agropecuária brasileira**. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialista em Gestão de Políticas Agropecuárias), Escola Nacional de Administração Pública, 2020.

PYTHON. **The Python Language Reference**. 2025. Disponível em: <https://docs.python.org/3/reference/>. Acesso em: 15 julho 2025.

REY, S.; ANSELIN, L. PySAL: A Python library of spatial analytical methods. **Review of Regional Studies**, v. 37, n. 1, p. 5-27, 2007.

RONCON, N. **A importância do setor agrícola para a economia brasileira**. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Administração de Empresas), Instituto Municipal de Ensino Superior de Assis; Fundação Educacional do Município de Assis, 2011.

ROSA, R. Análise espacial em geografia. **Revista da ANPEGE**, v. 7, n. 1, 2011.

SÃO PAULO. **Decreto nº 10.554**, de 4 de outubro de 1939. Regula a forma de escrituração das importâncias correspondentes à venda de sementes de algodão aos lavradores e dá outras providências. Disponível em: <https://www.al.sp.gov.br/repositorio/legislacao/decreto/1939/decreto-10554-04.10.1939.html>. Acesso em: 25 abril 2025.

SEABOLD, S.; PERKTOLD, J. Statsmodels: Econometric and Statistical Modeling with Python. **Proceedings of the 9th Python in Science Conference**, p. 92-96. Austin, 2010.

SILVA, L. A lavoura do Norte tem necessidades urgentes: a elite paraibana no Congresso Agrícola do Recife em 1878. **Vozes, Pretérito e Devir**, v. 14, n. 1, 2022.

SISTEMA DE SUBVENÇÃO ECONÔMICA AO PRÊMIO DO SEGURO RURAL - SISSER. **Portal de Dados Abertos Ministério da Agricultura e Pecuária**, 2025. Disponível em: <https://dados.agricultura.gov.br/dataset/sisser3>. Acesso em: 6 julho 2025.

SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS (SUSEP). Relatórios de análise e acompanhamento dos mercados supervisionados. **Gov.br**, 2025. Disponível em: <https://www.gov.br/susep/pt-br/central-de-conteudos/dados-estatisticos>. Acesso em: 3 maio 2025.

_____. Seguro rural. **Gov.br**, 2024. Disponível em: <https://gov.br/susep/pt-br/planos-e-produtos/seguros/seguero-rural>. Acesso em: 20 março 2025.

TOBLER, W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, v. 46, 1970.

VIRTANEN, P. et al. SciPy 1.0: fundamental algorithms for scientific computing in Python. **Nature Methods**, v. 17, p. 261-272, 2020.

WALT, S. van der; COLBERT, S.; VAROQUAUX, G. The NumPy Array: A Structure for Efficient Numerical Computation. **Computing in Science Engineering**, v. 13, n. 2, p. 22-30, 2011.

WASKOM, M. et al. **Seaborn**: statistical data visualization. 2014. Disponível em: <https://seaborn.pydata.org/>. Acesso em: 27 maio 2026.