

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALFENAS

WALEF MACHADO DE MENDONÇA

A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO SEGURO RURAL NO BRASIL

ALFENAS / MG

2022

WALEF MACHADO DE MENDONÇA

A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO SEGURO RURAL NO BRASIL

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Alfe-
nas, como parte dos requisitos para obtenção do título de
Mestre em Estatística Aplicada e Biometria. Área de con-
centração: Estatística Aplicada e Biometria. Linha de pes-
quisa: Modelagem Estatística e Estatística Computacional.

Orientadora: Prof. Dra. Patrícia de Siqueira Ramos

**ALFENAS / MG
2022**

Sistema de Bibliotecas da Universidade Federal de Alfenas
Biblioteca Central

Mendonça, Walef Machado de.

A distribuição espacial do seguro rural no Brasil / Walef Machado de Mendonça. - Alfenas, MG, 2022.

81 f. : il. -

Orientador(a): Patrícia de Siqueira Ramos.

Dissertação (Mestrado em Estatística Aplicada e Biometria) - Universidade Federal de Alfenas, Alfenas, MG, 2022.

Bibliografia.

1. Seguro rural. 2. Política agrícola. 3. Estatística espacial. 4. Autocorrelação espacial. 5. I de Moran. I. Ramos, Patrícia de Siqueira, orient. II. Título.

A DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO SEGURO RURAL NO BRASIL

A Banca examinadora abaixo-assinada aprova a Dissertação apresentada como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Estatística Aplicada e Biometria pela Universidade Federal de Alfenas. Área de concentração: Estatística Aplicada e Biometria.

Aprovada em: 17 de março de 2022.

Profa. Dra. Patrícia de Siqueira Ramos
Instituição: Universidade Federal de Alfenas - UNIFAL-MG

Prof. Dr. Leandro Ferreira
Instituição: Universidade Federal de Alfenas - UNIFAL-MG

Prof. Dr. Denismar Alves Nogueira
Instituição: Universidade Federal de Alfenas - UNIFAL-MG



Documento assinado eletronicamente por **Patrícia de Siqueira Ramos, Professor do Magistério Superior**, em 17/03/2022, às 16:03, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Denismar Alves Nogueira, Professor do Magistério Superior**, em 17/03/2022, às 16:04, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Leandro Ferreira, Professor do Magistério Superior**, em 17/03/2022, às 16:05, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.unifal-mg.edu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **0693744** e o código CRC **EB380D52**.

*Aos meus pais, Advando e Diónisia, e a
minha tia Cleonice, por todo amor e cuidado.*

Dedico este trabalho a vocês.

AGRADECIMENTOS

A maior parte dos ensinamentos que eu adquiri não foram através da análise de dados, sentado na frente de um computador, ou lendo pesquisas acadêmicas – apesar de ter feito muito isso –, mas sim através da convivência com pessoas fantásticas cujas contribuições merecem algumas palavras de agradecimento.

Nestes quase 7 anos de graduação e pós-graduação na Universidade Federal de Alfenas eu tive o privilégio de estudar e trabalhar com pessoas que transformaram minha maneira de compreender o mundo e tornaram minha vida muito mais rica.

Sou muito grato a todos os bons professores que pude conhecer na Unifal, tanto na graduação quanto no mestrado. Pude aprender um com cada um deles.

Agradeço especialmente aos professores e amigos Patrícia Ramos e Lincoln Frias que, pacientemente, me acompanharam e apoiaram desde o início da graduação e que nunca deixarão de ser uma grande fonte de inspiração em minha vida.

Agradeço também a generosidade dos professores Leandro Ferreira e Denismar Alves Nogueira. Os comentários e sugestões realizados durante o exame de qualificação e durante a defesa da dissertação contribuíram de forma decisiva para lapidar e direcionar o sentido do trabalho, além de proporcionarem reflexões para trabalhos futuros.

Agradeço aos amigos que fiz na Unifal: Alice Duarte, Iris Rodrigues, Matheus Saraiva, Marcos Taroco, Poliana Benelli e Taylor Fidelis. O apoio dessas pessoas marcou profundamente minha formação intelectual e as minhas percepções com relação aos desafios da vida acadêmica.

Sou muito grato também a todos os colegas que pude conhecer durante o mestrado. Agradeço especialmente o Giovani Festa e a Rafaela Gomes que tanto contribuíram para o meu aprendizado durante esses últimos dois anos.

Não poderia deixar de agradecer também o constante apoio dos meus amigos Francisco Domingueti, Marcio Aloisio e Suzane Petrucci. Nestes anos, que reforçaram a importância da proximidade espacial em todos os nossos relacionamentos, a presença dessas pessoas formaram os alicerces mais decisivos, através do apoio, compreensão, e orientações em todos os sentidos da minha vida.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001

“Humans are good at discerning subtle patterns that are really there, but equally so at imagining them when they altogether absent.”

Carl Sagan (1985)

“In the face of ambiguity, refuse the temptation to guess”

Tim Peters (2004)

RESUMO

As atividades agropecuárias se inserem em um contexto de adversidades que as colocam em situação diferenciada em relação aos riscos enfrentados pelos produtores. Tais atividades demandam grandes investimentos, o que faz com que sua atratividade esteja relacionada às formas existentes de gerenciamento de riscos. Uma das formas usuais de gerenciamento de risco neste setor é a contratação de seguro rural, uma vez que esta modalidade de seguro possibilita a recuperação da capacidade financeira do produtor na ocorrência de sinistros. Dessa forma, o objetivo da presente pesquisa é analisar a distribuição e a dinâmica espacial de variáveis relacionadas às apólices de seguro rural contratadas nos municípios brasileiros no período de 2006 a 2019. Para tanto, a dissertação foi dividida em dois artigos. No primeiro, o objetivo é avaliar a evolução das variáveis relacionadas ao seguro rural de forma individual. Para esse fim, foi realizada uma análise descritiva da evolução das variáveis de apólices de seguro rural. Os resultados indicam que as maiores concentrações de apólices de seguro rural estão situadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. No segundo artigo, o objetivo é investigar a distribuição espacial do seguro rural nos municípios brasileiros no período de 2006 a 2019. Para alcançar tal objetivo, foi utilizada a Análise de Componentes Principais, com objetivo de reduzir a dimensionalidade dos dados. Os escores do primeiro componente principal foram utilizados na Análise Exploratória de dados Espaciais para investigar a presença de padrões de distribuição espacial de dados multivariados de seguro rural. Os resultados apontam que as maiores concentrações de apólices de seguro rural estão situadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Além disso, apesar de haver um aumento nas contratações de seguro rural, há também uma tendência de maior concentração espacial das apólices ao longo do período analisado. Em ambos os artigos foram utilizados dados dos Censos do seguro rural, compilados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento e dados com atributos geográficos do território disponíveis no endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Palavras-chave: Seguro rural; Política agrícola; Estatística espacial; Autocorrelação espacial; I de Moran.

ABSTRACT

Agricultural activities are part of a context of adversities that place them in a different situation in relation to the risks faced by the producers. Such activities require large investments, which makes their attractiveness related to existing forms of risk management. One of the usual forms of risk management in this sector is the contracting of rural insurance, since this type of insurance makes it possible to recover the financial capacity of the producer in the event of accidents. In this way, the objective of this research is to analyze the distribution and spatial dynamics of variables related to rural insurance policies contracted in Brazilian municipalities from 2006 to 2019. To this end, the dissertation was divided into two articles. In the first, the objective is to evaluate the evolution of variables related to rural insurance individually. To this end, a descriptive analysis of the evolution of rural insurance policy variables was carried out. The results indicate that the highest concentrations of rural insurance policies are located in the South, Southeast and Midwest regions. In the second article, the objective is to investigate the spatial distribution of rural insurance in Brazilian municipalities in the period from 2006 to 2019. To achieve this objective, Principal Component Analysis was used, in order to reduce the dimensionality of the data. The scores of the first principal component were used in Exploratory Spatial Data Analysis to investigate the presence of spatial distribution patterns in multivariate rural insurance data. The results indicate that the highest concentration of rural insurance policies are located in the South, Southeast and Midwest regions. In addition, despite an increase in rural insurance contracts, there is also a trend of greater spatial concentration of policies over the period. In both articles data from the Rural Insurance Census were used, compiled by the Ministry of Agriculture, Livestock and Supply, and data with geographic attributes of the territory available at the website of the Brazilian Institute of Geography and Statistics.

Keywords: Rural insurance; Agricultural policy; Spatial statistics; Spatial autocorrelation; Moran's I.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 -	Convenções de contiguidade	23
Figura 2 -	Padrões de autocorrelação espacial	24
Figura 3 -	Diagrama de dispersão de Moran com dados fictícios.	26
Figura 1 -	Número de produtores e apólices de seguro rural contratadas. Brasil 2006 – 2020	37
Figura 2 -	Evolução das variáveis de seguro rural no Brasil	38
Figura 3 -	Percentual da participação das maiores culturas no número de apólices de seguro rural contratadas. Brasil 2006 – 2019	40
Figura 4 -	Evolução das variáveis de seguro rural por regiões. Brasil 2006 – 2019	43
Figura 5 -	Total segurado por municípios (em mil R\$). Brasil 2006 – 2019	46
Figura 6 -	Número de apólices de seguro rural contratadas por municípios. Brasil 2006 – 2019	47
Figura 7 -	Apólices de seguro rural indenizadas por municípios brasileiros, de 2006 a 2019	52
Figura 8 -	Soma dos prêmios de seguro rural por municípios brasileiros, de 2006 a 2019 (em mil R\$)	53
Figura 9 -	Taxa média das apólices de seguro rural contratadas por municípios brasileiros, de 2006 a 2019	54
Figura 10 -	Total da subvenção ao prêmio de seguro rural (em mil R\$) por municí- pios brasileiros, de 2006 a 2019	55
Figura 11 -	Valor das indenizações de seguro rural pagas por municípios brasilei- ros, de 2006 a 2019 (em mil R\$)	56
Figura 1 -	Correlação entre as variáveis de seguro Rural. Brasil 2006 – 2019 . . .	65
Figura 2 -	Variância explicada acumulada pelos componentes principais. Brasil 2006 – 2019	66
Figura 3 -	Efeito das variáveis em cada componente. Brasil 2006 – 2019.	67
Figura 4 -	Distribuição espacial do primeiro componente principal. Brasil 2006 – 2019.	68
Figura 5 -	Autocorrelação espacial (<i>I</i> de Moran) do primeiro componente princi- pal. Brasil 2006 – 2019	69
Figura 6 -	Mapas <i>LISA</i> para o primeiro componente principal. Brasil 2006 – 2019.	70

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Participação percentual das culturas nos valores do seguro rural. Brasil 2006 – 2020	40
Tabela 2 - Participação de mercado das seguradoras. Brasil 2006 – 2020	41
Tabela 3 - Média anual dos valores das variáveis de seguro rural por regiões. Brasil 2006 – 2019	45
Tabela 1 - Descrição das variáveis utilizadas.	61

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO GERAL	13
2	REFERENCIAL TEÓRICO	15
2.1	O SEGURO RURAL	15
2.1.1	O seguro rural em outros países	16
2.1.2	O seguro rural no Brasil.	16
2.1.3	Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural.	17
2.1.4	O zoneamento agrícola	19
2.2	ANÁLISE ESPACIAL	20
2.2.1	Matriz de ponderação espacial	21
2.2.2	Análise exploratória de dados espaciais	24
2.2.3	Autocorrelação espacial global	24
2.2.4	Diagrama de dispersão de Moran.	26
2.2.5	Autocorrelação espacial local.	26
2.3	ANÁLISE MULTIVARIADA	27
2.3.1	Análise de componentes principais	29
	ARTIGO 1 – O seguro rural no Brasil: evolução e distribuição regional.	32
1	INTRODUÇÃO	33
2	UM PANORAMA DO SEGURO RURAL NO BRASIL	34
3	MATERIAL E MÉTODOS	35
3.1	DADOS.	35
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.	36
4.1	A EVOLUÇÃO DO SEGURO RURAL	36
4.2	A DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DO SEGURO RURAL	42
4.3	DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO SEGURO RURAL.	45
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.	48
	REFERÊNCIAS	49
	APÊNDICES	52
	ARTIGO 2 – Análise de autocorrelação espacial de dados multivariados de seguro rural.	59
1	INTRODUÇÃO	60
2	MATERIAL E MÉTODOS	61
2.1	Fonte dos dados e recursos computacionais utilizados.	61
2.2	Análise de componentes principais	62

2.3	Análise exploratória de dados espaciais	62
2.3.1	Matriz de pesos espaciais	63
2.3.2	Autocorrelação espacial global	63
2.3.3	Autocorrelação espacial local.	64
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO.	64
3.1	CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS	64
3.2	ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS	66
3.3	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS.	68
3.3.1	Distribuição espacial dos escores do 1º componente principal	68
3.3.2	Autocorrelação espacial global	69
3.3.3	Autocorrelação espacial local.	70
4	CONSIDERAÇÕES FINAIS.	71
	REFERÊNCIAS	73
	APÊNDICES	75
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.	76
	REFERÊNCIAS	77

1 INTRODUÇÃO GERAL

O agronegócio brasileiro tem se mostrado o único ramo da economia a apresentar crescimento no decorrer dos últimos anos (GUIA DE SEGUROS RURAIS, 2020). Segundo cálculos realizados pelo Cepea (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada), da Esalq/USP, em parceria com a CNA (Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil), o PIB do agronegócio brasileiro segue em expansão. Em 2019, a parcela do agronegócio brasileiro foi de 20,5% do PIB nacional. Já em 2020, o setor agropecuário brasileiro alcançou a participação de 26,6% do PIB. Em valores monetários, o PIB do País totalizou R\$ 7,45 trilhões em 2020, e a participação do agronegócio chegou a quase R\$ 2 trilhões.

Ainda segundo o relatório do Cepea, até o segundo trimestre de 2021, o PIB do agronegócio brasileiro já havia acumulado um aumento de 9,81% em relação ao mesmo período no ano anterior. Além disso, o relatório aponta que, ao se considerar o atual desempenho da economia brasileira, a participação do agronegócio nacional deve ficar em torno de 30% do PIB em 2021 (CEPEA, 2021).

Segundo dados dos censos agropecuários, entre 2006 e 2017, tanto a área total quanto a produção agrícola e pecuária vivenciaram crescimento. Neste período, houve um acréscimo de cerca de 5,8% na área total dos estabelecimentos agropecuários (IBGE, 2019). De acordo com o Guia de Seguros Rurais, elaborado pela Comissão Nacional de Política Agrícola da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) e pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), esse resultado advém do crescimento da área plantada das principais culturas e, de maiores investimentos em equipamentos e tecnologias (GUIA DE SEGUROS RURAIS, 2020).

Dada a relevância do setor agropecuário na economia brasileira, é necessário destacar que este ramo possui características muito específicas com relação à dimensão dos riscos aos quais está sujeito (BURGO, 2005). Alguns riscos mais relevantes se devem, principalmente, às instabilidades climáticas e ameaças sanitárias que podem afetar a produção. Há também riscos devidos à razões de mercado, como variações das taxas de câmbio e juros, ou a condições ligadas ao ambiente de negócios, tais como, alterações em marcos regulatórios e em políticas públicas. Todos esses fatores geram variações na renda do setor e, mesmo em anos de crescimento das safras, eventos climáticos de alcance regional podem atingir os produtores, e causar perdas expressivas. Dessa forma, é necessário que sejam empregadas políticas de apoio à gestão de riscos (BRASIL, 2021a).

Uma gestão de riscos apropriada tem potencial de afetar de forma positiva a estabilidade da renda do produtor e sua própria permanência no setor agropecuário. O gerenciamento de riscos agropecuários pode ocorrer de diversas maneiras, no entanto, a contratação de seguro é uma das medidas mais comuns. O seguro rural é uma importante ferramenta de mitigação de riscos e proteção da renda. Esta modalidade de seguro atua no sentido de amenizar as perdas e possibilitar a recuperação da capacidade financeira do produtor rural em caso de ocorrência de

sinistros (BRASIL, 2019b).

Nesse sentido, este estudo tem o intuito de fornecer informações para o debate de aperfeiçoamentos no sistema de seguro rural brasileiro, de forma a contribuir para uma agricultura mais eficiente e com menores riscos para o produtor rural. Para tanto, a presente pesquisa foi dividida em dois artigos. No primeiro deles, o intuito é realizar uma análise exploratória da evolução das variáveis relacionadas ao seguro rural entre os anos de 2006 e 2019. Para esse fim, foi realizada uma análise descritiva da evolução das variáveis de apólices de seguro rural.

O segundo artigo, por sua vez, tem como objetivo investigar a distribuição espacial de dados multivariados do seguro rural nos municípios brasileiros entre os anos de 2006 e 2019. Para tanto, busca-se investigar se, no Brasil, as variáveis de seguro rural se distribuem de forma aleatória no espaço ou se há padrões de distribuição espacial. Além disso, por meio da análise da distribuição espacial do seguro rural no período, busca-se identificar se há regiões que tiveram alterações significativas no número de contratações de seguro.

Para alcançar tais objetivos, o segundo artigo faz uso da Análise de Componentes Principais (ACP), com objetivo de reduzir a dimensionalidade dos dados e incorporar aos escores do primeiro componente principal informação das variáveis originais. Para mais, utiliza-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), aplicada aos escores do primeiro componente principal, com o objetivo de investigar a presença de padrões de distribuição espacial.

Em ambos os artigos, foram utilizados dados dos Censos do seguro rural, compilados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) e dados com atributos geográficos do território brasileiro disponíveis no endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O objetivo dessa seção é fazer uma apresentação do sistema de seguro rural e como ele se estruturou no Brasil. Por fim, são apresentados aspectos da análise espacial e da análise multivariada.

2.1 O SEGURO RURAL

O gerenciamento de riscos agropecuários pode ser efetuado de diversas formas, no entanto, a contratação de seguro rural é uma das formas mais usuais. Essa modalidade de seguro é um dos mais importantes instrumentos de política agrícola, pois possibilita que o produtor rural se proteja e mantenha sua capacidade financeira no caso de ocorrência de perdas decorrentes, principalmente, de fenômenos climáticos adversos (SUSEP, 2021). Não obstante, o seguro rural é mais abrangente e cobre não só as atividades agrícolas, mas também oferece cobertura para a pecuária, para o patrimônio do produtor, seus produtos, o crédito para comercialização desses produtos e até mesmo oferece seguro de vida aos produtores (CNSP, 2016).

Desse modo, o objetivo do seguro rural é proporcionar coberturas que, ao mesmo tempo, atendam ao produtor e a sua produção, à geração de garantias a seus financiadores, investidores, parceiros de negócios, ou seja, todos interessados na maior diluição possível dos riscos das atividades agropecuárias. Dessa forma, o seguro rural propicia um ambiente mais favorável ao desenvolvimento das atividades agropecuárias pois proporciona a garantia do fluxo de renda, favorece um aumento da área plantada, facilita a obtenção de financiamento e possibilita o compartilhamento do risco da agropecuária com outros agentes e setores econômicos (SUSEP, 2021).

No entanto, é importante destacar que a adesão ao seguro rural no Brasil ainda é muito baixa. Segundo dados do Ministério da Agricultura e Pecuária e Abastecimento, em 2018, apenas 42.376 produtores rurais brasileiros adotaram o seguro como forma de gerenciar os riscos agropecuários (BRASIL, 2021a). Ao se considerar os dados do Censo Agropecuário de 2017, que apontam a existência de cerca de 5.073.324 de estabelecimentos agropecuários no Brasil, é possível depreender que o percentual de estabelecimentos que utilizam seguro rural é consideravelmente limitado (IBGE, 2019).

A baixa adesão ao seguro rural se deve a diversos problemas relacionados ao funcionamento do mercado. Destacam-se problemas como os elevados investimentos e custos administrativos, a possibilidade de riscos catastróficos, a forte influência do risco moral e da seleção adversa na formação das carteiras, como fatores que limitam a eficiência da iniciativa privada na oferta de produtos (BRASIL, 2019b). Segundo Ozaki (2010), outro fator que atua no sentido de limitar a atuação das seguradoras no ramo do seguro rural é a qualidade e quantidade de informações disponíveis.

Nesse contexto, as próximas seções apresentam uma breve discussão dos modelos de seguro rural implantados em outros países, como Estados Unidos, Canadá e Espanha, e o modelo

que vem se desenvolvendo no Brasil.

2.1.1 O seguro rural em outros países

Ao analisar as principais experiências internacionais, Ferreira e Ferreira (2009) compararam o desenvolvimento do seguro rural no Brasil com as experiências desse ramo de seguro nos Estados Unidos e no Canadá. Tanto no Brasil quanto nos outros países analisados, Ferreira e Ferreira (2009) apontam que o maior desafio da atuação do setor público é encontrar uma forma de fomentar o seguro rural que não crie distorções na produção e estimule a perda de produtividade. No entanto, segundo Ferreira e Ferreira (2009), a participação do governo é fundamental e deve garantir a sustentabilidade do seguro rural no caso de ocorrência de eventos catastróficos de forma a assegurar a estabilidade social dos agricultores e demais participantes do sistema. Além disso, destaca-se que o grande obstáculo, para a atuação do setor público, é ser capaz de conservar a renda dos agricultores sem comprometer o orçamento público, de maneira que os programas de seguro rural sejam autossustentáveis (FERREIRA; FERREIRA, 2009).

Segundo Fornazier, Souza e Ponciano (2012), ao analisar as experiências e modelos de seguro rural adotados no Brasil, Espanha e EUA, mesmo entre os países desenvolvidos, foi necessário muitos anos para estabelecer os atuais modelos. A Espanha levou 25 anos para desenvolver seu atual modelo de seguro agrícola e, nos EUA, o desenvolvimento do atual modelo de seguro rural levou cerca de quase 70 anos (OZAKI, 2006).

Nesse sentido, a literatura aponta que é necessário que o poder público interfira no mercado, ou atuando diretamente como seguradora, ou criando programas que estimulem o mercado de produtos de seguro rural. No Brasil, um dos mecanismos adotados foi o programa de subvenção ao prêmio de seguro rural, que será discutido mais adiante.

2.1.2 O seguro rural no Brasil

No Brasil, as primeiras iniciativas de implementar o seguro rural ocorreram em meados da década de 1930 e desenvolveram-se principalmente nas esferas estaduais. Em 1939, o Estado de São Paulo determinou a criação de um seguro obrigatório contra o granizo na produção de algodão (MAIA; ROITMAN, DE CONTI, 2011). Segundo Silva, Teixeira e Santos (2014), os resultados do seguro para a proteção da lavoura algodoeira em São Paulo influenciaram a criação de novos programas como a Carteira de Seguro Agrícola contra Granizo para a Viticultura, criada em 1948, e a Carteira de Seguro Agrícola contra Geada para Horticultura instituída em 1964

O trabalho de Silva, Teixeira e Santos (2014) também destaca o seguro para granizo, criado no final da década de 1940 no Instituto Rio-Grandense do Arroz (Irga), e o seguro criado pela Associação dos Fumicultores do Brasil (Afubra), que buscava indenizar com recursos próprios os produtores de fumo nos estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

No âmbito federal, em 1948, foi criado o Instituto de Resseguros do Brasil (IRB), para diminuir os danos de eventos adversos e garantir maior estabilidade aos produtores rurais

(SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014). Além disso, também foi criada pelo Governo Federal, em 1954, a Companhia Nacional de Seguro Agrícola (CNSA) e o Fundo de Estabilidade do Seguro Agrário. Ademais, Maia, Roitman e de Conti (2011) evidenciaram que a estruturação e gestão dos seguros da CNSA ficaram sob responsabilidade do IRB. Contudo, as atividades da CNSA foram encerradas em 1996, devido, segundo Gemignani (2000), ao insucesso em difundir o seguro rural de forma a possibilitar sua exploração econômica (MAIA; ROITMAN, DE CONTI, 2011; SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

Em 1966 e 1967, são instituídos o Decreto-Lei nº 73 e o Decreto nº 60.459, que estabelecem as bases legais para as atividades de seguro e a criação do Sistema Nacional de Seguros Privados (SNSP). O decreto de 1967 também criou o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural (FESR), cujos recursos eram geridos pelo IRB e o objetivo principal era assegurar a estabilidade das operações de seguro e fornecer uma cobertura adicional para os riscos de sinistro (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014)

A Resolução nº 5 do Conselho Nacional de Seguros Privados, instituída em 1970, teve um importante papel na definição das modalidades de seguros agrários. Nesta Resolução, foi definido o seguro agrícola, que fornece cobertura contra perdas decorrentes de fenômenos meteorológicos, doenças e pragas, o seguro pecuário que fornece cobertura para morte de animais causadas por doenças ou acidentes, assim como, o seguro de benfeitorias e produtos agropecuários. Por fim, a Resolução nº 5 também estabelece o seguro de crédito, que cobre incapacidade de pagamentos de compradores dos produtos agropecuários (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

Apesar das diversas ações do Governo Federal, o seguro rural se desenvolveu de forma lenta e restrita à uma pequena parcela da produção, o que motivou a criação do Programa de Garantia da Atividade Agropecuária (Proagro), através da Lei nº 5.969, de 11 de dezembro de 1973 (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014). Inicialmente, sob a responsabilidade do Banco Central, o Proagro passou a vincular o seguro rural às operações de crédito agropecuário e utilizou emissões monetárias para pagamentos de sinistros. Segundo Maia, Roitman e De Conti (2011), o sistema de financiamento do Proagro gerou déficits que motivaram diversas modificações no Programa, sendo ainda um dos mais importantes instrumentos para a gestão de riscos na agricultura no Brasil (MAIA; ROITMAN, DE CONTI, 2011).

A partir de 2003, o Governo Federal passou a adotar uma política de subvenção por meio do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), instituído por meio da Lei nº 10.823 de 19 de dezembro de 2003 e do Decreto nº 5.121 de 2004 (BRASIL, 2018). Este programa busca, assim como ocorre em países europeus e nos Estados Unidos, conceder subvenção econômica ao valor do prêmio do seguro rural contratado com seguradoras autorizadas.

2.1.3 Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural

Segundo o Decreto nº 5.121 de 2004, o PSR tem a finalidade de subsidiar parte do prêmio do seguro rural, de forma a assegurar a função do seguro rural como mecanismo de

estabilidade da renda do produtor, além de suscitar a aplicação das tecnologias adequadas para os empreendimentos agropecuários (GUIA DE SEGUROS RURAIS, 2020). Tal política do governo busca tornar o seguro rural mais acessível aos agricultores, dividindo os custos de aquisição da apólice entre o governo e os produtores.

A operacionalização do PSR é feita pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), envolve os produtores rurais, que devem fazer a contratação do seguro rural diretamente com as seguradoras habilitadas pela Superintendência de Seguros Privados (Susep) e cadastradas no MAPA. Desta forma, para obter os recursos do programa, os produtores devem contratar a apólice e requerer a subvenção do governo federal. O governo federal, por sua vez, repassa para as seguradoras habilitadas, um percentual do prêmio do seguro contratado, resultando da redução do valor a ser pago pelo produtor rural (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

O valor concedido como subvenção ao prêmio do seguro rural leva em conta algumas características como a modalidade do seguro, o tipo de cultura e o tipo de cobertura. As técnicas de execução e prioridades da política do PSR são estabelecidas pelo Comitê Gestor Interministerial do Seguro Rural (CGSR). Com o objetivo de fiscalizar a gestão do programa, este comitê é formado pelo MAPA, que é responsável pela coordenação, e por representantes do Ministério da Economia (ME) e da Superintendência de Seguros Privados (Susep) (BRASIL, 2021)

Em análise à evolução do PSR, Macedo, Pacheco e Do Espírito Santo (2013) apontam que, ao longo do período de 2006 a 2010, a agenda da política agropecuária brasileira vivenciou uma evolução qualitativa, através da introdução do PSR. No entanto, os recursos destinados à subvenção do prêmio de seguro rural no orçamento federal ainda eram inferiores aos necessários para a cobertura de percentuais da produção agropecuária similares aos alcançados em outros países. Dessa forma, os recursos federais disponibilizados precisavam ser aperfeiçoados, para que alcançassem taxas representativas de cobertura no seguro rural (MACEDO; PACHECO; DO ESPÍRITO SANTO, 2013).

Ao investigar a participação do PSR na universalização do acesso ao seguro rural, Silva, Teixeira e Santos (2014) apontam que os dados podem levar à falsa conclusão de que as metas de ampliação do seguro pelo PSR foram atingidas em nível nacional no período de 2005 a 2012. Não obstante, quando os dados foram desagregados por região, observou-se uma concentração das subvenções na região Sul desde a implantação do PSR. Desse modo, os objetivos do programa foram cumpridos de forma parcial, pois, apesar de ter ocorrido uma ampliação do seguro rural, esta ampliação ocorreu de forma concentradora (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

Em face da relevância do setor agrícola para a economia brasileira, é possível compreender que o seguro rural e o PSR são importantes ferramentas de gestão de risco e que contribuem para uma agricultura mais eficiente e com menores riscos para o produtor rural. O PSR, em especial, opera como uma forma de estimular a aquisição das apólices de seguro rural, buscando induzir o uso de tecnologias apropriadas e modernizando a gestão do empreendimento agropecuário.

2.1.4 O zoneamento agrícola

Conforme apresentado no Guia de Seguros Rurais (2020), o PSR tem como condicionalidade, para o recebimento da subvenção, o cumprimento dos indicadores do zoneamento agrícola de risco climático (ZARC). O ZARC faz um levantamento do período de plantio das culturas por município e leva em consideração características como o tipo de solo e o clima da região. Dessa forma, o ZARC busca evitar que eventos climáticos adversos ocorram durante as fases em que as culturas se encontram mais vulneráveis e, com isso, minimizar as perdas agrícolas (GUIA DE SEGUROS RURAIS, 2020).

Como apresentado por Rossetti (2001), o zoneamento agrícola de risco climático (ZARC) é um projeto que busca o desenvolvimento de estudos de regionalização dos eventos climáticos adversos no Brasil, com objetivo de minimizar as perdas da produção agrícola. Além disso, o zoneamento agrícola busca disponibilizar ao produtor rural métodos para mitigar os riscos climáticos. Segundo Rossetti (2001), os resultados demonstraram que o Zoneamento tem beneficiado o setor agropecuário brasileiro, principalmente no que diz respeito à redução das perdas provocadas por eventos climáticos e ao aumento da produtividade das lavouras zoneadas.

Dessa forma, o zoneamento agrícola integra uma ferramenta relevante para o gerenciamento dos riscos pelo produtor e pelas seguradoras. Desse modo, a concessão da subvenção ao prêmio de seguro pelo programa PSR se dá apenas quando há o cumprimento, pelo produtor rural, das recomendações estabelecidas pelo zoneamento agrícola de risco climático do MAPA. Nas situações em que não há o zoneamento de risco climático realizado pelo MAPA para alguma região ou cultura, a seguradora pode empregar zoneamentos de outras instituições oficiais de pesquisa que considerem critérios probabilísticos na determinação das datas de plantio e riscos das culturas (SANTOS; MARTINS, 2016).

Ao analisar a correlação espacial de dados de produtividade das culturas de milho e soja no Estado do Paraná entre 1990 e 2002, Ozaki (2008) aponta que há um padrão de dependência espacial nos dados e, dessa forma, as unidades seguradas não podem ser consideradas espacialmente independentes. Além disso, Ozaki (2008) destaca que, a presença de dependência espacial implica em sérias consequências no mercado de seguros agrícolas, pois o risco de insolvência das seguradoras frente aos segurados é grande, na ocorrência de um evento climático extremo. Nesse sentido, portanto, as seguradoras devem se atentar a estratégias que possibilitem uma diversificação geográfica e a concentração de riscos em determinadas regiões deve ser evitada (OZAKI, 2008).

Outro estudo que buscou analisar a dependência espacial do seguro rural no Brasil no ano de 2017, foi apresentado por Biazoli, Ramos e Frias (2020). Segundo os autores, foi possível observar que as apólices de seguro rural não se distribuíam de forma aleatória pelo território brasileiro e foi possível detectar a formação de aglomerados espaciais do seguro rural para nos estados da região Sul do Brasil.

2.2 ANÁLISE ESPACIAL

A análise espacial consiste em um conjunto de métodos capazes de mensurar propriedades e relacionamentos de acordo com a localização espacial de determinado fenômeno, buscando incorporar o espaço à análise. Dessa forma, antes de partir para a modelagem, é comumente realizada a análise exploratória dos dados, buscando identificar os padrões de dependência espacial no fenômeno em questão (CÂMARA *et al.*, 2004).

A análise espacial é capaz de incorporar alguns fenômenos como a dependência espacial e a heterogeneidade espacial. A ocorrência da dependência espacial pode ser retratada pela Primeira Lei da Geografia, ou Lei de Tobler. Esta lei, enunciada em 1970 pelo geógrafo Waldo Tobler, diz que tudo depende de tudo, mas coisas próximas estão mais relacionadas entre si do que coisas mais distantes. Dessa forma, a dependência espacial corresponde no fato de que o valor de uma variável em uma determinada região depender do valor desta mesma variável em regiões geograficamente próximas (ALMEIDA, 2012).

Ainda segundo Almeida (2012), processos temporais possuem relações diferentes dos processos espaciais. Nos processos temporais, o valor de uma variável qualquer no tempo t é influenciado pelo valor da variável no tempo $t - 1$, mas o inverso não ocorre. Diferentemente desse tipo de processo, nos processos espaciais têm-se a multidirecionalidade nas relações entre as regiões, ou seja, o valor da variável na região i depende do valor na região j , e a região j depende da região i em relação ao valor da mesma variável.

Outro fenômeno espacial que deve ser incorporado à análise, é a heterogeneidade espacial. Tal fenômeno refere-se à variação nos relacionamentos entre as variáveis ao longo do espaço. Em geral, podem-se esperar diferentes relacionamentos em cada uma das unidades espaciais, ou seja, podem haver diferentes respostas, dependendo da localidade ou da escala espacial adotada no estudo.

Faz-se necessário destacar que os dados espaciais apresentam alguns problemas que podem ser prejudiciais à análise. Além da heterogeneidade espacial e da dependência espacial, pode-se mencionar problemas como a falácia ecológica, o problema da unidade de área modificável, o efeito de beirada e a influência de *outliers* espaciais.

Segundo Almeida (2012), a falácia ecológica refere-se aos erros que ocorrem ao deduzir o comportamento do indivíduo através da análise de dados agregados. Almeida (2012) argumenta que há razões para inferir, ainda que parcialmente, comportamentos individuais por meio de dados agregados. Uma situação possível é quando alguns comportamentos individuais são influenciados pelo comportamento do grupo. No entanto, via de regra, as conclusões a respeito de comportamento individual devem se basear primordialmente em dados individuais.

A ausência de dados individuais, ou o fato de unidades agregadas serem o foco da análise, torna necessário a utilização de informações espaciais agregadas. O uso dessas informações pode conduzir ao problema de unidade de área modificável, ou MAUP (do inglês *modifiable areal unit problem*). Esse problema diz respeito às consequências ocasionadas pelas diversas maneiras de se delimitar as regiões em análise.

Segundo Haining (2003), o MAUP apresenta dois efeitos distintos: efeito de escala e partição. O primeiro deles se relaciona à escala da análise, ou seja, ao número de subáreas em que a região de estudo foi particionada. O número de partições determina também o tamanho de cada unidade espacial nas quais os eventos são observados podendo influenciar o resultado de estatísticas. O segundo efeito diz respeito a forma das partição das unidades, ou seja, como as áreas estão divididas, mantendo-se constante o número de áreas.

Por sua vez, o efeito de beirada ocorre em virtude da possibilidade da dependência espacial ir além das fronteiras da área de estudo, de forma que o valor da variável analisada possa depender de unidades espaciais que não a compõe (ANSELIN, 1988). Segundo Almeida (2012), este efeito afeta a inferência estatística de modelos de processos espaciais. Além disso, por terem um menor número de regiões vizinhas, as regiões da fronteira também oferecem menos informações para a construção de valores médios, como por exemplo, as defasagens espaciais.

Como forma de mitigar o efeito beirada, Griffith (1983) propôs a criação de vizinhos artificiais para as regiões de fronteira através de suas replicações do mapa. Porém, como destacado por Darmofal (2006) a dúvida consiste em saber se tais vizinhos artificiais realmente apresentam interação espacial com a região. Outra solução apontada por Almeida (2012), seria estender a área de estudos, considerando adicionalmente uma zona ao longo de toda a fronteira.

A existência de *outliers* espaciais ocorre em razão da dissimilaridade dos valores de uma variável em relação ao conjunto de valores dessa mesma variável das regiões vizinhas (HAINING, 2003). No caso, os *outliers* espaciais são definidos como valores extremos com relação a suas localizações geográficas.

Os *outliers* espaciais, assim como os pontos de alavancagem, podem emergir do processo de obtenção dos dados, ou podem realmente sinalizar a presença de valores extremos e retratar atributos reais do fenômeno em estudo. Dessa forma, a existência de *outliers* espaciais deve demandar uma investigação mais diligente (ALMEIDA, 2012).

2.2.1 Matriz de ponderação espacial

A matriz de ponderação espacial, ou matriz de pesos espaciais, tem como propósito representar estruturas espaciais decorrentes das interações de um fenômeno em estudo (ALMEIDA, 2012). Cada entrada em uma matriz de ponderação espacial representa a conexão entre duas regiões e é denominada peso espacial. A matriz de ponderação espacial, com dimensão $n \times n$, geralmente é denotada por \mathbf{W} :

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix},$$

em que n é o número de regiões analisadas. Cada elemento w_{ij} descreve uma medida de vizinhança entre as áreas i e j (CÂMARA *et al.*, 2004).

Existem dois problemas relacionados à determinação da matriz de ponderação espacial a ser utilizada. O primeiro está relacionado ao fato de que, muitas vezes a escolha da matriz W é arbitrária, pois não existe teste formal para sua escolha. O segundo problema, está relacionado a sensibilidade dos resultados à escolha da matriz. Portanto, a definição da matriz de ponderação espacial tem grande importância e deve levar em consideração uma fundamentação teórica (ALMEIDA, 2012).

É comum a utilização de atributos físicos e geográficos para estabelecer distâncias entre as regiões. Geralmente são utilizados critérios como a vizinhança, o tempo de deslocamento ou a distância geográfica entre as unidades. Porém, é possível que as distâncias entre as regiões busquem representar mais aspectos socioeconômicos do que geográficos, como no caso de modelos espaciais aplicados a políticas públicas (TYSZLER, 2006).

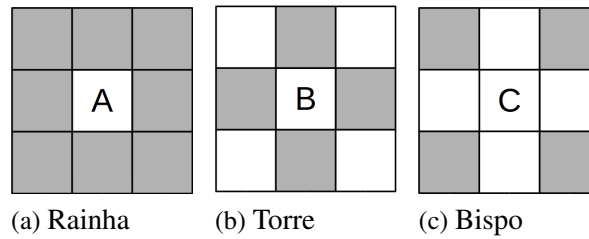
Uma matriz de ponderação espacial por contiguidade leva em consideração, em sua definição, as fronteiras físicas em comum entre duas regiões. Na matriz de ponderação por contiguidade binária às regiões que apresentam relação de vizinhança, é atribuído ao elemento correspondente na matriz o valor 1, caso contrário, é atribuído o valor 0. Formalmente, tem-se:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ e } j \text{ são contíguos,} \\ 0, & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos.} \end{cases}$$

Além disso, por convenção, assume-se que $w_{ij} = 0$, para todo $i = j$, ou seja, uma região não é considerada vizinha de si mesma. O conceito de fronteira geográfica pode apresentar diferentes definições ao se observar um mapa. Como forma de ilustrar as definições de fronteira, comumente, utiliza-se o movimento de peças em um tabuleiro de xadrez (ALMEIDA, 2012).

Algumas das diferentes convenções de contiguidade são apresentadas na Figura 1. São representadas três diferentes convenções: rainha (*queen*), torre (*rook*) e bispo (*bishop*). Na convenção de tipo rainha, além das regiões que fazem fronteira com a região A , os vértices são considerados vizinhos. Na convenção torre, apenas as regiões que fazem fronteira com a região são consideradas vizinhas de B . Na convenção bispo, apenas os vértices são considerados vizinhos da região C .

Figura 1 – Convenções de contiguidade



Fonte: Elaboração própria

Faz-se necessário salientar que a matriz de contiguidade binária é simétrica, ou seja, se duas regiões quaisquer i e j compartilham fronteiras físicas, tanto w_{ij} quanto w_{ji} serão iguais a 1. Dessa forma, a influência gerada pela região i em j será observada na relação entre j e i , o que ilustra a presença de multidirecionalidade da influência no espaço. Vale ressaltar que, se for realizada a normalização nas linhas da matriz de ponderação espacial (divisão de cada elemento pela soma da linha), a matriz resultante não será necessariamente simétrica.

As matrizes que utilizam as distâncias geográficas, como critério para a definição dos pesos, consideram que duas regiões próximas geograficamente apresentam maior interação espacial. Dentre as matrizes com essa definição, a matriz dos k vizinhos mais próximos é uma das mais utilizadas. Na Equação 2.1, $d_i(k)$ representa a menor distância em relação a região i para que i tenha exatamente k vizinhos (ALMEIDA, 2012).

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } d_{ij} < d_i(k) \\ 0, & \text{se } d_{ij} > d_i(k). \end{cases} \quad (2.1)$$

De acordo com Almeida (2012), a matriz de pesos espaciais gerais de Cliff e Ord estabelece que, duas regiões que compartilham maior extensão de fronteira apresentam uma maior interação entre si, além de considerar o fator de distância entre as regiões. Ambas as informações são utilizadas no cálculo dos pesos da matriz, sendo esses definidos pelo comprimento relativo da fronteira comum entre as regiões, ajustados pela distância inversa entre elas. Os pesos espaciais da matriz de pesos gerais são expressos da seguinte maneira:

$$w_{ij} = \frac{f_{ij}^{\phi}}{d_{ij}^{\delta}},$$

em que f_{ij} é a proporção da fronteira comum entre as observações i e j no perímetro de i , e ϕ e δ são parâmetros a serem definidos. Tal matriz de pesos espaciais não necessariamente será simétrica. Ao levar em consideração a proporção do perímetro total da região i que é comum a região j em regiões de diferentes perímetros, tal proporção também seria distinta.

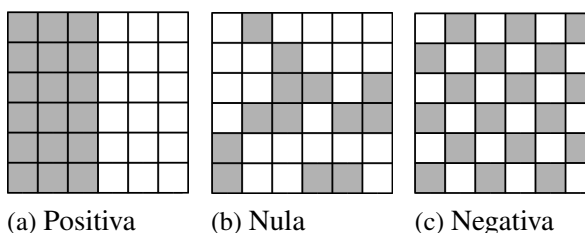
2.2.2 Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) busca descrever a distribuição espacial das observações de forma a captar seus padrões de associação espacial e verificar a existência de *clusters* espaciais. Além do mais, a AEDE possibilita analisar a presença de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade, assim como, possibilita a identificação de observações atípicas, ou como são também denominadas, *outliers* espaciais (ALMEIDA, 2012).

Segundo Messner *et al.* (1999, p. 427), utilizar metodologias exploratórias de dados espaciais se justifica pois, “a percepção humana não é suficientemente rigorosa para determinar agrupamentos significativos e, de fato, tende a ser viesada para achar padrões, mesmo em dados espaciais aleatórios.” Dessa forma, por meio dessas metodologias, é possível aplicar indicadores de associação espacial globais ou locais para identificar os diferentes regimes espaciais em um conjunto de dados.

A Figura 2 apresenta exemplos de padrões de autocorrelação espacial. O padrão de autocorrelação positiva pode ser visualizado na Figura 2a. Neste padrão de autocorrelação, valores semelhantes estão localizados próximos uns dos outros. Na Figura 2b, é exibida uma autocorrelação nula, o que indica que há aleatoriedade da distribuição espacial dos valores da variável. Por fim, na Figura 2c, é apresentado um padrão de autocorrelação negativa, indicando que valores dissimilares se encontram próximos uns dos outros.

Figura 2 – Padrões de autocorrelação espacial



Fonte: Elaboração própria

Nos exemplos da Figura 2, os dados estão apresentados no formato de grades regulares. Entretanto, as regiões em estudo, geralmente, são compostas por polígonos irregulares. Este fato torna a identificação visual, principalmente dos padrões de autocorrelação nula e negativa, mais difícil. Dessa forma, torna-se necessário a utilização de testes estatísticos para a identificação dos padrões de autocorrelação espacial.

2.2.3 Autocorrelação espacial global

Um das estatísticas capazes de identificar padrões de autocorrelação espacial é o coeficiente I de Moran. Este coeficiente foi proposto em 1948 e é um dos principais indicadores de autocorrelação espacial global (ALMEIDA, 2012). Tal coeficiente é expresso como uma medida de auto-covariância na forma de produto cruzado. Formalmente, a estatística é expressa por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (2.2)$$

em que z_i denota o valor da variável de interesse padronizada na região i , n representa o número de regiões e S_0 é a soma de todos os pesos espaciais da matriz \mathbf{W} (ALMEIDA, 2012).

O I de Moran pode ser calculado matricialmente pela seguinte forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z' \mathbf{W} z}{z' z},$$

em que $\mathbf{W}z$ equivale aos valores médios da variável padronizada nas regiões vizinhas, de acordo com a matriz \mathbf{W} .

O coeficiente I de Moran é utilizado para testar a existência de autocorrelação espacial e tem como hipótese nula do teste a aleatoriedade espacial. Além disso é necessário destacar que, como demonstraram Cliff e Ord (1981), o I de Moran não é centrado em 0, mas sim, em seu valor esperado $-[1/(n-1)]$, que é o valor que seria obtido caso a distribuição espacial fosse aleatória. Sendo assim, valores da estatística I de Moran entre o valor esperado e 1 apontam para a presença de autocorrelação espacial positiva e, valores entre -1 e o valor esperado, indicam a existência de autocorrelação espacial negativa.

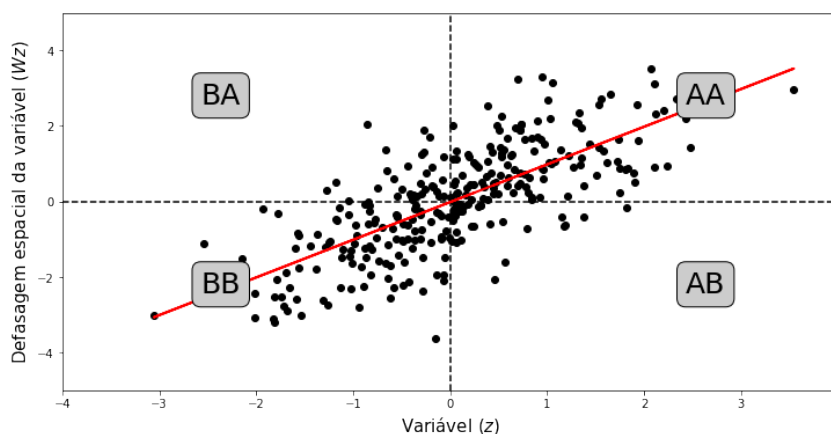
A presença de autocorrelação espacial positiva pode ser interpretada como uma indicação de que, no geral, as regiões que apresentam valores acima da média na variável de interesse tendem a ter ao seu redor regiões que também apresentam valores acima da média desta variável e, regiões com valores abaixo da média tendem a estar circundadas por regiões que também apresentam valores abaixo da média. Em contrapartida, a presença de autocorrelação espacial negativa indica dissimilaridade entre os valores da variável e suas localizações. Ou seja, regiões com valores altos (acima da média) da variável estão rodeadas por regiões com baixos valores (abaixo da média) e vice versa (ALMEIDA, 2012).

Depois de calculado o valor da estatística I de Moran, é imprescindível realizar uma verificação se a correlação espacial encontrada é significativa. A inferência sobre o I de Moran pode ser realizada pela associação do índice a uma distribuição estatística, geralmente, a distribuição normal. No entanto, a forma mais usual é a utilização de um teste de pseudo-significância, sem pressupostos em relação à distribuição, conhecido como teste de permutação aleatória. Nesta abordagem, são geradas diferentes permutações dos valores associados às regiões, sendo que cada permutação produz um novo arranjo espacial com os valores redistribuídos entre as áreas. Com os coeficientes obtidos na situação observada e sobre os arranjos provenientes das permutações aleatórias, tem-se uma distribuição empírica do I de Moran (CÂMARA *et al.*, 2004).

2.2.4 Diagrama de dispersão de Moran

O diagrama de dispersão de Moran, exemplificado na Figura 3, consiste em outra forma de visualizar os regimes espaciais dos dados em questão. Em seu eixo horizontal, são representados os valores padronizados da variável de interesse. No eixo vertical são apresentados os valores da defasagem espacial da variável. Se a matriz de ponderação espacial for do tipo de contiguidade binária e com normalização nas linhas, os valores de defasagem espacial correspondem às médias da variável nos vizinhos das respectivas áreas.

Figura 3 – Diagrama de dispersão de Moran com dados fictícios.



Fonte: Elaboração própria com dados simulados.

O diagrama de dispersão de Moran se divide em quatro quadrantes, como mostrado na Figura 3. No primeiro quadrante, o diagrama de Moran apresenta as observações do tipo Alto-Alto (AA), que representa as regiões que têm valor da variável em estudo acima da média, com regiões vizinhas que também possuem valores acima da média. Por sua vez, o segundo quadrante apresenta as observações do tipo Baixo-Alto (BA), que são as regiões com valores da variável analisada abaixo da média, rodeadas por regiões que possuem valores acima da média. Já o terceiro quadrante contém as observações chamadas de Baixo-Baixo (BB), que contempla regiões com valores abaixo da média, cujas regiões vizinhas também têm valores abaixo da média. Por fim, o quarto quadrante abrange as regiões do grupo Alto-Baixo (AB), e compreende as regiões com valor alto, rodeadas por vizinhos de valores baixos para a variável.

2.2.5 Autocorrelação espacial local

Um indicador com a capacidade de detectar padrões locais de autocorrelação espacial é o I_i de Moran local (ALMEIDA, 2012). Este indicador foi proposto por Anselin em 1995 e é uma estatística com capacidade de detectar padrões locais de autocorrelação espacial estatisticamente significativos. Ainda segundo Anselin (1995), um indicador que é capaz de identificar padrões locais de autocorrelação espacial é chamado “*local indicator of spatial association (LISA)*”. Esta classe de indicadores deve satisfazer dois critérios:

- a) o indicador deve ser capaz de indicar *clusters* espaciais estatisticamente significativos para cada observação;
- b) o somatório dos indicadores locais, calculados para todas as regiões, deve equivaler ao indicador de autocorrelação espacial global para as mesmas regiões.

Um exemplo de indicador do tipo LISA é o I_i de Moran local. Este indicador decompõe o I de Moran global em quatro categorias: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Essas categorias são equivalentes aos quadrantes do diagrama de dispersão de Moran (Figura 3). O I_i de Moran local para a variável padronizada z_i , observada na região i , pode ser expressa como

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

O cálculo de I_i é realizado englobando apenas as regiões vizinhas de i , definidas por meio da matriz de pesos espaciais. Como o cálculo do I_i é realizado para cada uma das n observações, o que gera uma grande quantidade de informação, uma forma mais eficiente de visualizar o conjunto de estatísticas geradas é apresentá-las em um mapa de *clusters*. Este mapa exhibe uma combinação do diagrama de dispersão de Moran (Figura 3) com a significância do local I_i (ALMEIDA, 2012).

2.3 ANÁLISE MULTIVARIADA

Em uma pesquisa, os dados obtidos são considerados multivariados quando cada unidade amostral possui diversas variáveis aleatórias. A análise multivariada se caracteriza por um conjunto de métodos estatísticos que são utilizados para analisar as variáveis como um todo, levando-se em conta, por exemplo, a sua estrutura de correlação. Os métodos de análise multivariada possibilitam a realização de uma avaliação muito mais ampla do conjunto de dados, permitindo encontrar padrões que, possivelmente, não seriam revelados ao se analisar cada variável separadamente (MINGOTI, 2005).

Segundo Hair *et al.* (2009), os métodos multivariados podem ser divididos como métodos de dependência e interdependência. Se o estudo envolver variáveis com uma estrutura de dependência previamente identificada, aconselha-se que se faça uso de técnicas de dependência, tais como regressão múltipla, regressão logística ou análise discriminante. Entretanto, se não houver uma distinção preliminar entre quais variáveis são dependentes e independentes, aconselha-se que o uso de técnicas de interdependência, como análise fatorial e análise de agrupamento.

A representação de dados multivariados se dá através de matrizes. Uma amostra aleatória que contenha n unidades amostrais ou observações, contendo valores de p variáveis observadas, dá origem a uma matriz de dados X com dimensão n (linhas) por p (colunas):

$$X_{n \times p} = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1p} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{np} \end{bmatrix}, \quad (2.3)$$

em que cada unidade amostral é representada por uma linha da matriz de dados X , sendo um vetor com p elementos (variáveis), e cada variável é representada por uma coluna de X , sendo um vetor com n elementos (EVERITT; HOTHORN, 2011).

A representação de dados multivariados em uma matriz como apresentada na forma da definição (2.3) pode não ser muito informativa, principalmente se o tamanho amostral n for grande e houver um número abundante de variáveis p . Desse modo, torna-se relevante a utilização de medidas resumo dos dados amostrais, calculando-se a média, mediana, desvio padrão, por exemplo, de forma a sintetizar as informações dos dados da amostra (FERREIRA, 2011).

A média amostral, muito utilizada como uma medida de tendência central, torna-se o vetor de médias amostral no caso multivariado de dimensão $p \times 1$, onde cada elemento \bar{X}_i , com $i = 1, 2, \dots, p$, é a média de uma variável:

$$\bar{X} = \begin{bmatrix} \bar{X}_1 \\ \bar{X}_2 \\ \vdots \\ \bar{X}_p \end{bmatrix}.$$

Como medida de dispersão dos dados, no caso multivariado, utiliza-se, no lugar da variância amostral, a matriz de covariâncias amostral S de dimensão $p \times p$. Em sua diagonal principal, estão as variâncias de cada uma das p variáveis, enquanto os elementos fora da diagonal principal são as covariâncias entre as variáveis. A matriz de covariâncias amostral é simétrica, ou seja, $S_{ij} = S_{ji}$.

$$S = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} & \dots & S_{1p} \\ S_{21} & S_{22} & \dots & S_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{p1} & S_{p2} & \dots & S_{pp} \end{bmatrix}.$$

A correlação também pode ser usada como uma medida de associação entre duas variáveis. Os valores do coeficiente de correlação variam entre -1 e 1 . Valores próximos de 1 indicam que as variáveis estão fortemente correlacionadas de forma positiva, ou seja, grandes

valores de uma estão associados a grandes valores da outra. Já valores próximos de -1 indicam que as variáveis estão fortemente correlacionadas de forma negativa, o que indica que grandes valores de uma estão associados a pequenos valores da outra. A matriz de correlações amostral é dada por

$$R = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1p} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p1} & r_{p2} & \dots & 1 \end{bmatrix}. \quad (2.4)$$

em que $r_{ij} = \frac{S_{ij}}{\sqrt{S_{ii}S_{jj}}}$ (FERREIRA, 2011).

Outras estatísticas descritivas, como a matriz de somas de quadrados e produtos e a matriz de correlações, podem ser consideradas, dependendo do objetivo de estudo (FERREIRA, 2011).

Assim como ocorre na análise univariada, as técnicas de estatística multivariada podem ser divididas em dois grupos, as técnicas exploratórias e as técnicas de inferência estatística. O primeiro grupo constitui-se de técnicas que não dependem do conhecimento da forma matemática da distribuição de probabilidade que gerou os dados amostrais. Além disso, o uso dessas técnicas permite a identificação de padrões em dados multivariados, fazendo com que possuam grande apelo prático. São exemplos de técnicas exploratórias: análise de componentes principais, análise fatorial exploratória e análise de agrupamento. Por outro lado, o grupo de técnicas de inferência estatística tem como objetivo a estimação de parâmetros, testes de hipóteses, análise de regressão multivariada etc. Portanto, as técnicas de inferência fazem uso da amostra para realizar inferências sobre a população de onde essa amostra foi extraída (MINGOTI, 2005).

2.3.1 Análise de componentes principais

A análise de componentes principais (ACP) tem como objetivo, explicar a estrutura de covariâncias das p variáveis, $X^T = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p]$, por meio de combinações lineares das variáveis originais. Os componentes principais são as p combinações lineares obtidas, $Y^T = [Y_1 \ Y_2 \ \dots \ Y_p]$, e não sendo correlacionados entre si. Os componentes principais são ordenados de forma que suas primeiras combinações lineares já contabilizem a maior parte da variância presente em todas as variáveis originais, conseqüentemente, podendo ser usados para fornecer uma redução das dimensões dos dados (MINGOTI, 2005; EVERITT; HOTHORN, 2011).

Vários critérios podem ser adotados para selecionar o número de componentes, de forma que grande parte da variância total seja explicada por um pequeno conjunto das novas variáveis. Com uma grande quantidade de variação das variáveis originais explicada pelos (k) primeiros componentes principais, ocorre uma simplificação da estrutura de covariâncias das

variáveis originais. A ACP pode ser utilizada como uma ferramenta para auxiliar em outras técnicas, como ocorre em problemas de multicolinearidade na regressão linear, por exemplo (FERREIRA, 2011).

O primeiro componente principal Y_1 é a combinação linear

$$Y_1 = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \cdots + a_{1p}X_p,$$

cuja variância amostral é a maior dentre todas as outras combinações lineares. O vetor de coeficientes referente ao j -ésimo CP é representado por $\mathbf{a}_j = [a_{j1} \ a_{j2} \ \dots \ a_{jp}]$. É importante usar uma restrição nos valores desses coeficientes, como $\mathbf{a}_1^T \mathbf{a}_1 = 1$, ou seja, a soma dos quadrados desses valores deve ser igual a 1. Isso deve ser feito porque a variância de Y_1 poderia crescer de forma ilimitada apenas aumentando os coeficientes \mathbf{a}_1 . A variância amostral de Y_1 é dada por $\mathbf{a}_1^T \mathbf{S} \mathbf{a}_1$, sendo \mathbf{S} a matriz de covariâncias amostral das X variáveis e \mathbf{a}_1 é o autovetor da matriz \mathbf{S} associado ao maior autovalor λ dessa matriz (EVERITT; HOTHORN, 2011). A obtenção de autovalores λ e autovetores \mathbf{e} de uma matriz quadrada $p \times p$ são tais que $\mathbf{A}\mathbf{e} = \lambda\mathbf{e}$. Para maiores detalhes, consultar Ferreira (2011).

Ainda de acordo com os autores, o segundo componente principal, Y_2 , definido como a combinação linear

$$Y_2 = a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \cdots + a_{2p}X_p,$$

ou seja, $Y_2 = \mathbf{a}_2^T \mathbf{X}$, em que $\mathbf{a}_2^T = [a_{21} \ a_{22} \ \dots \ a_{2p}]$ e $\mathbf{X}^T = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p]$, que possui a maior variância sujeito às condições

$$\mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_2 = 1,$$

$$\mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_1 = 0,$$

em que a segunda condição garante que Y_1 e Y_2 são não correlacionados. Todos os componentes são obtidos de forma similar.

O vetor de coeficientes que define o j -ésimo componente principal, \mathbf{a}_j , é o autovetor de \mathbf{S} associado com o seu j -ésimo maior autovalor. A variância do j -ésimo componente principal é dada por λ_j , sendo $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$ os autovalores de \mathbf{S} sujeitos à restrição $\mathbf{a}_j^T \mathbf{a}_j = 1$ (EVERITT; HOTHORN, 2011).

A proporção da variância total de X explicada pelo j -ésimo componente principal é definida por

$$\frac{\text{Var}(Y_j)}{\text{Variância total de } X} = \frac{\lambda_j}{\text{traço}(\mathbf{S})} = \frac{\lambda_j}{\sum_{i=1}^p \lambda_i}.$$

De acordo com Everitt e Hothorn (2011), os primeiros k componentes, em que $k < p$,

explicam uma proporção da variância total,

$$\frac{\sum_{j=1}^k \text{Var}(Y_j)}{\text{Variância total de } X} = \frac{\sum_{j=1}^k \lambda_j}{\text{traço}(\mathbf{S})} = \frac{\sum_{j=1}^k \lambda_j}{\sum_{j=1}^p \lambda_j}.$$

Os componentes principais podem ser obtidos a partir da matriz de covariâncias amostrais S ou a partir da matriz de correlações amostrais R . A extração dos componentes da matriz de covariâncias deve ser preferido quando as variáveis originais estão na mesma escala, o que é raro ocorrer. Extrair os componentes, como os autovetores de R é equivalente a calcular os componentes das variáveis originais para, em seguida, padronizar cada um para ter variância igual a 1 (EVERITT; HOTHORN, 2011).

Ainda segundo Everitt e Hothorn (2011), os componentes principais são variáveis aleatórias que podem ser observadas apenas a partir da observação de um vetor aleatório \mathbf{X} . Os escores dos CPs são obtidos pela substituição dos valores observados de \mathbf{X} em cada um dos componentes Y_j . Se os CPs forem obtidos a partir da matriz de covariâncias S , os escores Y_{ji}^* dos k componentes para cada observação i são dados por:

$$\begin{aligned} Y_{1i}^* &= \mathbf{a}_1^T \mathbf{X}_i \\ Y_{2i}^* &= \mathbf{a}_2^T \mathbf{X}_i \\ &\vdots \\ Y_{ki}^* &= \mathbf{a}_k^T \mathbf{X}_i. \end{aligned}$$

Estes são geralmente utilizados na condução de análises estatísticas de dados ou simplesmente para ordenação, identificando aquelas observações que possuem os maiores ou menores valores globais dos componentes (MINGOTI, 2005).

ARTIGO 1 - O SEGURO RURAL NO BRASIL: EVOLUÇÃO E DISTRIBUIÇÃO REGIONAL

RESUMO

As atividades agropecuárias demandam grandes investimentos. Portanto, o contexto de adversidades, no qual estas atividades estão inseridas, apresenta um cenário de riscos que estimula nos produtores a busca pelas formas existentes de gerenciamento de risco. Uma das formas mais usuais de gerenciamento de risco neste setor é a contratação de Seguro Rural, uma vez que esta modalidade de seguro possibilita a recuperação da capacidade financeira do produtor na ocorrência de sinistros. Nesse sentido, o objetivo do trabalho é avaliar a evolução e a dinâmica espacial de variáveis relacionadas às apólices de Seguro Rural contratadas nos municípios brasileiros no período de 2006 a 2019. Para tanto, utilizam-se os dados dos Censos do Seguro Rural, compilados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Os resultados apontam que as maiores concentrações de apólices de Seguro Rural estão situadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Além disso, apesar de haver um aumento nas contratações de Seguro Rural, há também uma tendência de maior concentração espacial das apólices ao longo do período analisado.

Palavras-chave: Política agrícola. Gestão de riscos agrícolas. Subvenção. Regiões.

ABSTRACT

Agricultural activities demand large investments. Therefore, the context of adversities, in which these activities are inserted, presents a risk scenario that encourages producers to search for existing forms of risk management. One of the most common forms of risk management in this sector is the contracting of Rural Insurance, since this type of insurance makes it possible to recover the financial capacity of the producer in the event of claims. In this sense, the objective of this work is to evaluate the evolution and the spatial dynamics of variables related to Rural Insurance policies contracted in Brazilian municipalities from 2006 to 2019. For this, data were taken from the Rural Insurance Census, compiled by the Ministry of Agriculture, Livestock and Supply. The results indicate that the highest concentrations of Rural Insurance policies are located in the South, Southeast and Midwest regions. In addition, despite an increase in Rural Insurance contracts, there is also a trend of greater spatial concentration of policies over the analyzed period.

Keywords: Rural insurance. Agricultural policy. Agricultural risk management. Subvention.

1 INTRODUÇÃO

O setor agropecuário brasileiro tem se destacado nas últimas décadas por seu crescimento proveniente da aplicação de novas tecnologias ao clima tropical e a incorporação de novas áreas de terras (BRASIL, 2019a). Segundo dados dos censos agropecuários, entre 2006 e 2017, tanto a área total quanto a produção agrícola e pecuária vivenciaram crescimento. Neste período houve um acréscimo de cerca de 5,8% na área total dos estabelecimentos agropecuários (IBGE, 2019). Com relação à sua participação no PIB, em 2019, a parcela do agronegócio brasileiro foi de 20,5% do PIB nacional. Já em 2020, o setor agropecuário brasileiro alcançou a participação de 26,6% do PIB. Em valores monetários, o PIB do País totalizou R\$ 7,45 trilhões em 2020, e a participação do agronegócio chegou a quase R\$ 2 trilhões (CEPEA, 2021).

Dada a relevância do setor agropecuário na economia brasileira, é necessário destacar que este ramo apresenta características muito específicas com relação à magnitude dos riscos aos quais está sujeito (BURGO, 2005). Alguns riscos mais relevantes se devem, principalmente, às instabilidades climáticas e ameaças sanitárias, que podem afetar a produção, ou à razões de mercado, como variações das taxas de câmbio e juros, ou a condições ligadas ao ambiente de negócios, tais como, alterações em marcos regulatórios e em políticas públicas. Todos esses fatores geram variações na renda do setor, que devem ser enfrentadas por meio de políticas de apoio à gestão de riscos (BRASIL, 2021a).

Uma gestão de riscos apropriada tem potencial de afetar de forma positiva a estabilidade da renda do produtor e sua própria permanência no setor agropecuário. O gerenciamento de riscos agropecuários pode ocorrer de diversas maneiras, no entanto, a contratação de seguro é uma das medidas mais comuns. O seguro rural é uma importante ferramenta de mitigação de riscos e proteção da renda. Esta modalidade de seguro atua no sentido de amenizar as perdas e possibilitar a recuperação da capacidade financeira do produtor rural em caso de ocorrência de sinistros (BRASIL, 2019b).

Nesse sentido, o presente trabalho tem por objetivo, avaliar a distribuição espacial do seguro rural nos municípios brasileiros entre 2006 e 2019. Para tanto, busca-se investigar se, no Brasil, as variáveis de seguro rural se distribuem de forma aleatória no espaço ou se há padrões de distribuição espacial. Além disso, através da análise da distribuição espacial do seguro rural no período, busca-se identificar se há regiões que tiveram alterações significativas no número de contratações de seguro. Por fim, este estudo busca fornecer informações para o debate de aperfeiçoamentos no sistema de seguro rural brasileiro, de forma a contribuir para uma agricultura mais eficiente e com menores riscos para o produtor rural.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: a próxima seção apresenta uma breve revisão de literatura sobre o seguro rural. A terceira seção apresenta os dados, os procedimentos de análise e recursos computacionais que serão utilizados. A quarta seção apresenta resultados e discussões. A última seção apresenta as considerações finais.

2 UM PANORAMA DO SEGURO RURAL NO BRASIL

No Brasil, as primeiras iniciativas de se instalar um sistema de seguro rural remontam à meados da década de 1930 e desenvolveram-se principalmente nas esferas estaduais. Em 1939, o Estado de São Paulo determinou a criação de um seguro obrigatório contra o granizo na produção de algodão (MAIA; ROITMAN, DE CONTI, 2011). Segundo Silva, Teixeira e Santos (2014), os resultados do seguro para a proteção da lavoura algodoeira em São Paulo influenciaram a criação de novos programas como a Carteira de Seguro Agrícola contra Granizo para a Viticultura, criada em 1948, e a Carteira de Seguro Agrícola contra Geada para Horticultura instituída em 1964.

Além disso, Silva, Teixeira e Santos (2014) apontam em seu trabalho o seguro para granizo que foi criado no final da década de 1940 no Instituto Rio-Grandense do Arroz (Irga), e o seguro criado pela Associação dos Fumicultores do Brasil (Afubra), que objetivava ressarcir com recursos próprios os produtores de fumo nos estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Já no âmbito nacional, foi criado em 1948, o Instituto de Resseguros do Brasil (IRB), com o objetivo de reduzir os prejuízos de eventos adversos e assegurar uma maior estabilidade aos produtores rurais (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014). Além disso, o Governo Federal criou, em 1954, a Companhia Nacional de Seguro Agrícola (CNSA) e o Fundo de Estabilidade do Seguro Agrário. Para mais, Maia, Roitman e de Conti (2011) evidenciaram que a estruturação e gestão dos seguros da CNSA ficaram, de início, sob responsabilidade do IRB. No entanto, segundo Gemignani (2000), as atividades da CNSA se encerraram em 1996, em decorrência do insucesso em disseminar a adesão ao seguro rural de forma a possibilitar sua viabilidade econômica (MAIA; ROITMAN, DE CONTI, 2011; SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

Na segunda metade da década de 1960, são instituídos o Decreto-Lei nº 73 (1966) e o Decreto nº 60.459 (1967), que instituem os fundamentos institucionais para as atividades de seguro e a criação do Sistema Nacional de Seguros Privados (SNSP). O decreto de 1967 também criou o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural (FESR), cujos recursos inicialmente eram geridos pelo IRB e cujo objetivo principal era garantir a equilíbrio do sistema de seguro rural e fornecer uma cobertura adicional para os riscos de sinistro (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014)

Instituída em 1970, a Resolução nº 5 do Conselho Nacional de Seguros Privados teve uma função relevante na caracterização das modalidades de seguros agrários. Nesta Resolução, foi definido o seguro agrícola, que fornece cobertura contra perdas decorrentes de fenômenos meteorológicos, doenças e pragas, o seguro pecuário que fornece cobertura para morte de animais causadas por doenças ou acidentes, assim como, o seguro de benfeitorias e produtos agropecuários. Em suma, a Resolução nº 5 também estabelece o seguro de crédito, que cobre incapacidade de pagamento de compradores dos produtos agropecuários (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

A criação do Programa de Garantia da Atividade Agropecuária (Proagro), através da Lei nº 5.969, de 11 de dezembro de 1973 ocorreu devido ao fato de que, apesar das diversas ações do Governo Federal, o seguro rural se desenvolveu de forma lenta e restrita à uma pequena parcela da produção (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014). O Proagro inicialmente ficou sob a responsabilidade do Banco Central e passou a vincular o seguro rural às operações de crédito agropecuário. Por sua vez, o Banco Central utilizou emissões monetárias para pagamentos de sinistros. Segundo Maia, Roitman e De Conti (2011), o sistema de financiamento do Proagro gerou déficits que provocaram diversas alterações no Programa, que ainda permanece um dos mais importantes instrumentos para a gestão de riscos na agricultura no Brasil.

Instituído por meio da Lei nº 10.823 de 19 de dezembro de 2003 e do Decreto nº 5.121 de 2004, o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), passou a ser a política adotada pelo Governo Federal para o estímulo ao sistema de seguro rural no Brasil (BRASIL, 2018). O PSR busca, assim como ocorre em países europeus e nos Estados Unidos, conceder subvenção econômica ao valor do prêmio do seguro rural contratado com seguradoras autorizadas (MAIA; ROITMAN, DE CONTI, 2011; SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

Dessa forma, o PSR tem como finalidade subsidiar parte do prêmio do seguro rural, de modo a assegurar a responsabilidade do seguro rural como forma de garantir a estabilidade da renda do produtor, além de suscitar a aplicação das tecnologias adequadas para os empreendimentos agropecuários (GUIA DE SEGUROS RURAIS, 2020). Tal política do governo busca tornar o seguro rural mais acessível aos agricultores, dividindo os custos de aquisição da apólice entre o governo e os produtores.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 DADOS

Os dados de seguro rural utilizados neste trabalho foram obtidos no endereço eletrônico do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) (BRASIL, 2021a). Foram utilizados dados com valores anuais a partir do ano de 2006 até o ano de 2019 (último ano disponível até então) para os dados municipais. Os dados agregados são provenientes do Atlas do Seguro Rural do MAPA e apresentam periodicidade anual a partir do ano de 2006. Também foram utilizados dados que contém atributos geográficos, como a posição e o formato, do território brasileiro. Esses dados estão disponíveis no endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2020).

O conjunto de dados de seguro rural possui informação referente à localização geográfica da contratação do seguro rural. No entanto, foram detectadas algumas divergências relacionadas a distritos ou outras localidades, como fazendas e vilarejos, que foram apontados como o local referente à contratação do seguro.

Para corrigir essas divergências, de forma a ter informações referentes apenas aos municípios brasileiros, as informações relacionadas às demais localidades foram acrescentadas aos

municípios correspondentes. Para a identificação, foi feita uma busca de cada localidade que não tinha correspondência com os municípios brasileiros. Essa busca foi feita inicialmente no site *google maps*, contendo, como termo de busca, o nome da localidade e o seu estado ¹. Nos casos em que a informação do município ao qual a localidade pertencia estava disponível no resultado da pesquisa, o nome do município era utilizado em uma segunda busca no site *Portal Cidades* do IBGE ². O *Portal Cidades* apresenta, na maioria dos casos, a divisão territorial e administrativa atualizada, de forma a possibilitar a correção das divergências nos dados. Nos casos em que a informação do município ao qual a localidade pertencia não estava disponível no resultado da pesquisa, o nome da localidade era utilizado como termo de busca de CEPs no site dos Correios ³. Para os casos em que não foi possível encontrar nenhum resultado com relação ao município correspondente, a localidade em divergência foi atribuída ao município geograficamente mais próximo ⁴.

Esse estudo foi feito utilizando a linguagem de programação *Python* (PYTHON, 2017), através da interface *Jupyter* (JUPYTER, 2017) (PEREZ; GRANGER, 2007) (KLUYVER, 2016); Além disso, foram utilizadas as seguintes bibliotecas: *Pandas* (MCKINNEY, 2010), que é uma ferramenta para análise e manipulação de dados; *NumPy* (WALT; COLBERT; VAROQUAUX, 2011), que é destinado a possibilitar a computação numérica com *Python*; *SciPy* (JONES et al., 2001); *Matplotlib* (HUNTER, 2007) e *Seaborn* (WASKOM, 2014), que são bibliotecas para criar visualizações de dados em *Python*; *jenkspy*, para a utilização do algoritmo Fisher Jenks (JENKS, 1977) e *Geopandas* (JORDAHL, 2014), que possibilita a construção dos mapas.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 A EVOLUÇÃO DO SEGURO RURAL

Inicialmente, serão apresentados dados ilustrativos da trajetória do Seguro Rural no Brasil. Serão analisados dados anuais referentes ao número de apólices contratadas, ao número de apólices indenizadas, aos valores de subvenção, indenização e prêmio. Também serão apresentados dados referentes à participação das seguradoras e das principais culturas no número de apólices contratadas. Foram utilizados dados da Plataforma Atlas do Seguro Rural. É importante destacar que os valores referentes ao ano de 2021 ainda não estavam consolidados na data do presente estudo.

Nesta seção, serão analisados dados anuais referentes às apólices de seguro rural contratadas e os respectivos valores de prêmio e subvenção.

No gráfico da Figura 1, é possível observar a evolução do número de produtores e do número de apólices de seguro rural contratadas no período de 2006 a 2020. Durante o período analisado, cada produtor contratou, em média, 1,48 apólices de seguro rural. O número de

¹Foi considerado que a informação referente aos Estados estava correta nos dados do MAPA

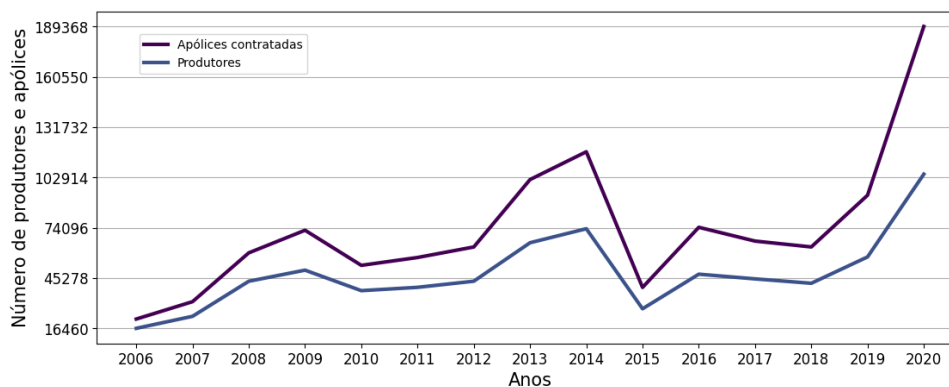
²<https://cidades.ibge.gov.br>

³https://buscacepinter.correios.com.br/app/localidade_logradouro/index.php

⁴Os códigos utilizados na análise estão disponíveis no *GitHub* e os link estão no Apêndice B.

apólices contratadas tem um crescimento de cerca de 8,69 vezes durante o período. Entre os anos 2014 e 2015, ocorre uma queda de 66,08% nas apólices contratadas. Por sua vez, o número de produtores cresceu 6,36 vezes entre 2006 e 2020.

Figura 1 – Número de produtores e apólices de seguro rural contratadas. Brasil 2006 – 2020



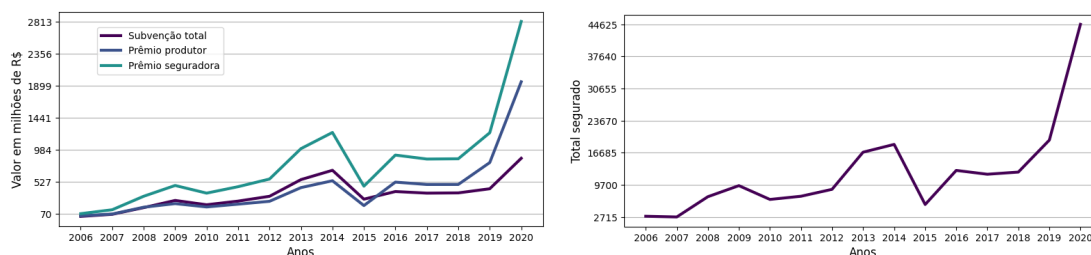
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Plataforma Atlas do Seguro Rural (MAPA, 2021b).

É importante destacar que, no ano de 2021, até o mês de junho, havia 66.928 apólices contratadas (BRASIL, 2021a). Apesar do valor ser baixo se comparado ao ano de 2020 (189.368 apólices), já é superior a 56,25% dos anos anteriores. Padrão semelhante se observa com o número de produtores. No ano de 2021, até o mês de junho haviam sido contabilizados 47.472 produtores segurados (MAPA, 2021b).

O gráfico da Figura 2a apresenta a evolução dos valores em milhões de reais de subvenção ao prêmio de seguro rural, prêmio pago pelo produtor e prêmio recebido pela seguradora entre 2006 a 2020. Observa-se que, com exceção do ano de 2014, é possível notar uma tendência de crescimento dos valores de subvenção e prêmio pagos no período analisado. No ano de 2014, devido à contenções, o governo federal liberou apenas R\$ 400 milhões dos R\$ 700 milhões previstos para subsidiar o seguro rural. Esta contenção dos gastos governamentais pode ser um fator a ser considerado na queda dos valores do seguro rural ocorrida entre os anos de 2014 e 2015 (ANDRADE, 2021).

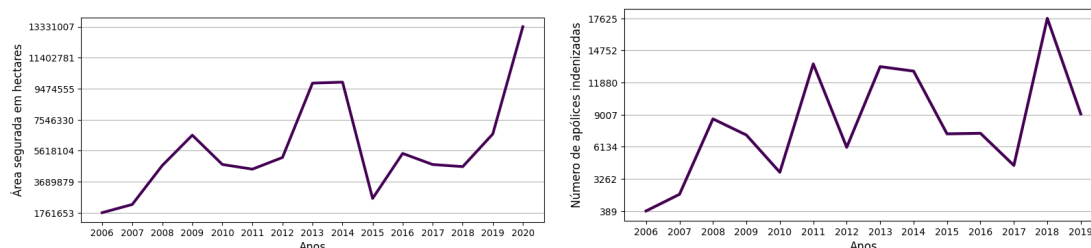
Em 2021, até o mês de junho, o valor do prêmio pago à seguradora já havia alcançado R\$1,25 bilhões, o quarto maior valor registrado e cerca de 50,59% maior que a média. O prêmio do produtor referente ao período de janeiro a junho de 2021 já era equivalente a R\$0,77 bilhões, valor cerca de 69,67% maior que a média do prêmio de responsabilidade do produtor. O valor concedido na forma de subvenção ao prêmio em 2021 também é o quarto maior valor registrado, cerca de 25,96% maior que a média dos valores de subvenção concedidos. Além disso, a partir do ano de 2016, a parcela do prêmio sob responsabilidade do produtor passa a superar a parcela concedida pelo governo na forma de subvenção (MAPA, 2021b).

Figura 2 – Evolução das variáveis de seguro rural no Brasil



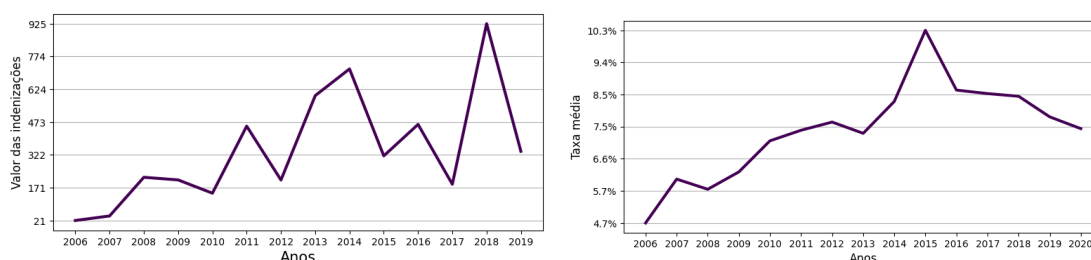
(a) Valores do prêmio e de subvenção ao prêmio de seguro rural

(b) Soma da importância segurada (R\$ milhões)



(c) Total da área segurada em hectares.

(d) Número de apólices de seguro rural indenizadas



(e) Valor das indenizações de seguro rural pagas (R\$ milhões)

(f) Taxa média anual de contratação do prêmio de seguro rural

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento e da Plataforma Atlas do Seguro Rural (MAPA, 2021b).

Os valores da soma da importância segurada em milhões de reais são apresentados no gráfico da Figura 2b. Observa-se que há crescimento dos valores segurados, com destaque para o crescimento entre os anos de 2019 e 2020, em que os valores mais que duplicaram. Considerando o período entre 2006 e 2020, o crescimento da importância segurada foi de 15,55 vezes o valor de 2006. Também é possível observar que, entre os anos de 2014 e 2015, ocorreu uma queda de 70,68% do valor segurado.

Em 2020, o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) aplicou R\$ 880 milhões, ou seja, o dobro do valor executado no ano de 2019. Para o ano de 2021, a estimativa apresentada pelo Ministério da Agricultura e Abastecimento foi um aumento de R\$ 1 bilhão a verba destinada ao PSR (MAPA, 2021b).

No ano de 2014, o total segurado chegou a R\$18.462,88 milhões, no entanto, em 2015 a soma da importância caiu para R\$5.398,54 milhões, o terceiro valor mais baixo do período. O

valor mais alto ocorre no ano de 2020, em que o valor segurado foi de R\$45,7 bilhões, o maior desde o início do programa em 2005.

O valor da importância segurada alcançou R\$14,4 bilhões até o mês de junho de 2021. Este valor é o quinto maior valor da série e já é maior que 25% dos valores registrados nos anos anteriores (MAPA, 2021b).

A Figura 2c apresenta o total da área segurada em hectares nos municípios do Brasil entre os anos de 2006 e 2020. É possível observar que, a área agrícola segurada no país praticamente dobrou entre 2019 e 2020, quando alcançou o maior valor, 13,7 milhões de hectares, o que representou 20% da área total agrícola do país. O aumento de área em relação a 2019 é de 98%. O maior valor registrado em anos anteriores foi em 2014, quando foram segurados 9,4 milhões de hectares. No ano de 2021, até o mês de junho, foram segurados cerca de 3,76 milhões de hectares. Esse valor representa cerca de 71,76% da área segurada em 2020 (MAPA, 2021b).

Com relação ao número de indenizações, o gráfico da Figura 2d apresenta a evolução das apólices indenizadas ao longo do período analisado. O menor número de indenizações é 389 em 2006 e o maior valor ocorreu no ano de 2018, sendo igual a 17.625 indenizações. Durante o período, ocorre em média um número de 8.110 apólices indenizadas por ano, sendo que o crescimento no número de apólices indenizadas foi de 23,31 vezes entre 2006 e 2019.

Os valores pagos como indenização entre os anos de 2006 e 2019 são apresentados no gráfico da Figura 2e e variam entre R\$ 20.699.785,74 em 2006 e R\$ 924.988.210,45 em 2018. A média do valor das indenizações foi de R\$ 345.525.736,50 no período analisado.

O gráfico apresentado na Figura 2f mostra a trajetória da taxa de contratação do seguro rural. É possível constatar que a taxa se eleva, em média, de 4,7% em 2006 para 7,46% em 2020. Até o mês de junho de 2021, o valor da taxa média havia alcançado 9,79%, o segundo maior valor da série, sendo superado pela taxa média cobrada em 2015, que foi de 10,3% (MAPA, 2021b).

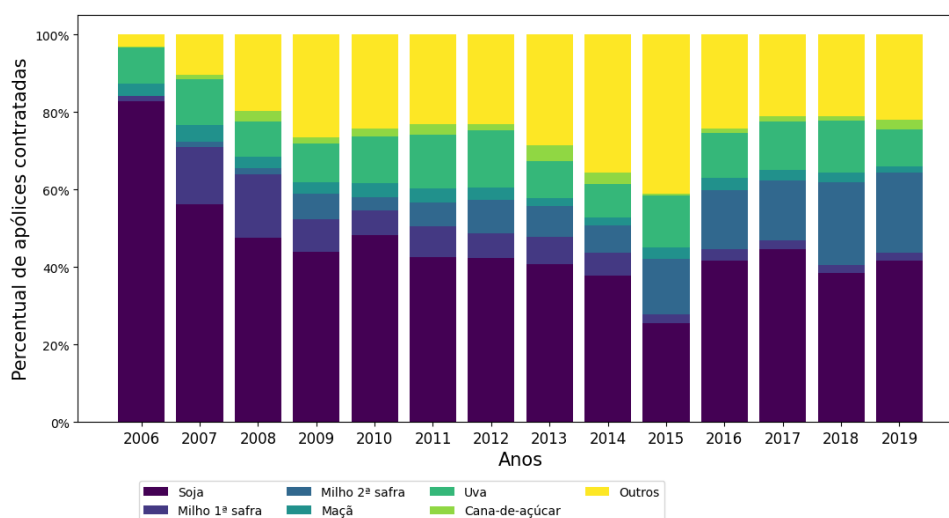
Segundo Santos e Silva (2017), espera-se que, à medida que o sistema de seguro rural se consolida, reduzam-se os preços das apólices devido aos ganhos de produtividade agropecuária e da redução de fatores de risco. Essas reduções podem ocorrer devido à adoção das orientações do zoneamento agrícola, de um maior conhecimento do histórico de eventos climáticos e dos sinistros ocorridos e, até mesmo em função da adoção de tecnologias, como o uso de irrigação etc. No entanto, essa redução das taxas não ocorreu no período analisado, como observado na Figura 2f.

A Figura 3 apresenta o percentual da participação das maiores culturas no número de apólices de seguro rural contratadas. A análise desse gráfico permite identificar que, com exceção de 2015, a cultura da soja foi a que mais contratou seguro rural. Além disso, observa-se que o milho 2ª safra⁵ tem cada vez mais aumentado sua participação no número de apólices

⁵Nesse caso o milho de 2ª safra é listado em separado devido aos distintos graus de risco em relação à 1ª safra (SANTOS, 2017).

contratadas. O milho 1ª safra, por sua vez, tem participação que varia entre 1,23% e 16,46%, com média de 6,16% ao longo do período. A participação da cultura da maçã na contratação de seguro rural permanece relativamente estável ao longo do período, variando entre 8,79% e 14,72%.

Figura 3 – Percentual da participação das maiores culturas no número de apólices de seguro rural contratadas. Brasil 2006 – 2019



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2021b).

A Tabela 1 apresenta a participação percentual de grupos de culturas em variáveis do seguro rural. É possível constatar que entre os anos de 2006 e 2020, as culturas de grãos foram responsáveis por 74,85% das apólices contratadas, seguida das culturas de frutas com 14,74% das apólices no período. Em terceiro lugar está a cultura de olerícolas, com cerca de 3,36% de participação na contratação de apólices de seguro rural. Uma estrutura semelhante de participação percentual de grupos de culturas pode ser observada com relação à participação no valor total segurado. O grupo de cultura que mais se destaca é a dos grãos, com 74,88% do total segurado, seguido das frutas e do café, com 9,55% e 4,04%, respectivamente.

Tabela 1 – Participação percentual das culturas nos valores do seguro rural. Brasil 2006 – 2020

Cultura	% das apólices	% do total segurado	% do prêmio total	% de subvenção	Taxa média
Grãos	74,85	74,88	78,86	77,35	7,70
Frutas	14,74	9,55	13,14	16,07	9,17
Olerícolas	3,36	2,74	3,17	2,85	7,64
Café	3,07	4,04	2,19	1,61	3,15
Cana	2,08	2,98	0,77	0,69	1,63
Pecuária	0,73	1,16	0,77	0,32	3,26
Floresta	0,30	3,51	0,42	0,35	1,60
Outros	0,88	1,13	0,68	0,75	4,64

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Plataforma Atlas do Seguro Rural (Mapa, 2021).

Além disso, é possível observar na Tabela 1, os percentuais de subvenção ao prêmio de seguro rural e os valores da taxa média de contratação do seguro. As taxas cobradas durante o período para a cultura de grãos foi de 7,70%, a taxa cobrada das culturas de frutas foi de 9,17% e as olerícolas tiveram uma taxa média de contratação de 7,64%. Os percentuais de subvenção dessas culturas são, também, os mais altos: 77,35% de subvenção para os grãos, 16,07% para as culturas de frutas e 2,85% para as olerícolas. Ou seja, os grupos de culturas com maior demanda pelo seguro, além de apresentarem os maiores valores de apólices, os maiores valores e maior ocorrência de sinistros, são também aqueles com maiores taxas médias.

De acordo com Santos e Silva (2017), este fato pode apontar para a possibilidade de dois fenômenos a serem melhor examinados. O primeiro diz respeito à situação em que as maiores taxas resultam do fato de que maiores subvenções são dadas a cultivos de maior risco. O segundo fenômeno possível é que as taxas sejam mais altas, principalmente no caso dos produtores que adotam o ZARC, com elevada tecnologia produtiva, alta produtividade e não têm estas características levadas em consideração como informação que contribui para a redução das taxas. Dessa forma, se por um lado o seguro agrícola não se consolida sem a subvenção dada pelo Estado, por outro, é possível que esse sistema de subvenção ao prêmio crie distorções no mercado de seguro rural.

A Tabela 2 exhibe a distribuição das fatias de mercado das seguradoras entre 2006 e 2020. Apesar de as seguradoras passarem de cinco, em 2006, para 16 companhias aptas a operar com seguro rural em 2020, é possível constatar que há uma concentração do mercado de seguro em um número reduzido de seguradoras.

Tabela 2 – Participação de mercado das seguradoras. Brasil 2006 – 2020

Seguradora	Apólices	% do número de apólices	Beneficiários	% dos beneficiários	Área segurada (em mil ha)	% de área segurada
Brasilseg	410.892	37,23	95.769	26,85	48.076,26	55,31
Mapfre	149.389	13,54	49.274	13,82	7.309,17	8,41
Essor	119.087	10,79	38.995	10,93	4.603,47	5,30
Swiss Re	91.410	8,28	34.483	9,67	7.870,31	9,06
Nobre	82.500	7,48	29.053	8,15	2.747,88	3,16
Allianz	66.983	6,07	21.210	5,95	5.387,98	6,20
Sancor	49.567	4,49	22.516	6,31	3.210,37	3,69
Fairfax	35.343	3,20	18.349	5,14	2.055,87	2,37
Porto Seguro	26.306	2,38	6.152	1,72	259,33	0,30
Newe	22.741	2,06	12.337	3,46	1.469,10	1,69
Tokio Marine	19.808	1,79	11.263	3,16	1.722,64	1,98
Too	14.844	1,35	9.768	2,74	1.163,48	1,34
Aliança do Brasil	7.200	0,65	3.294	0,92	593,19	0,68
Excelsior	4.472	0,41	2.292	0,64	238,97	0,27
Sompo	3.062	0,28	1.901	0,53	181,66	0,21
Itaú	9	0,00	9	0,00	25,10	0,03
Total	1.103.613	100	213.692	100	86.914,79	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Plataforma Atlas do Seguro Rural (Mapa, 2021).

Nota: Valores acumulados 2006 – 2020

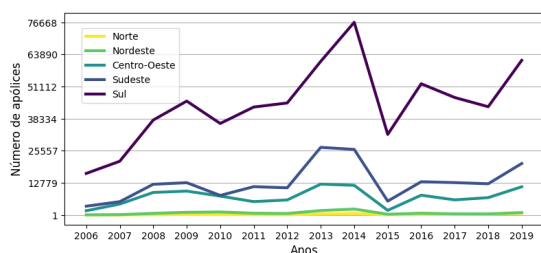
Ao se analisar a participação no percentual do número de apólices de seguro rural, percebe-se que apenas as três maiores seguradoras (Brasileg, Mapfre e Essor) concentram cerca de 61,56% do mercado. Com relação ao percentual dos beneficiários, as três maiores seguradoras contam com cerca de 51,60% dos beneficiários durante o período analisado. A concentração é ainda maior quando se analisa o percentual da área segurada, sendo que a maior seguradora do ramo (Brasileg) conta com um percentual de 55,31% da área segurada em hectares. As três maiores seguradoras são responsáveis pelo seguro de 72,78% da área segurada.

4.2 A DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DO SEGURO RURAL

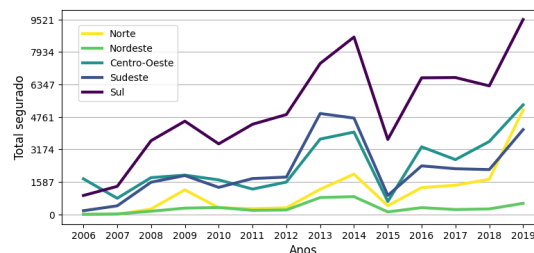
Os gráficos apresentados na Figura 4 exibem a evolução, entre os anos de 2006 e 2019, das variáveis de seguro rural analisadas por regiões.

Na figura 4a, é possível observar a evolução do número de apólices contratadas nas regiões brasileiras. Na Figura 4a, observa-se que a região Sul se destaca das demais com relação ao número de apólices contratadas. O menor número de apólices contratadas na região Sul foi de 16.525 apólices no ano de 2006. O valor médio de apólices contratadas durante o período foi 44.166 apólice. No ano de 2014, foi registrado o maior número de apólices contratadas (76.668 apólices).

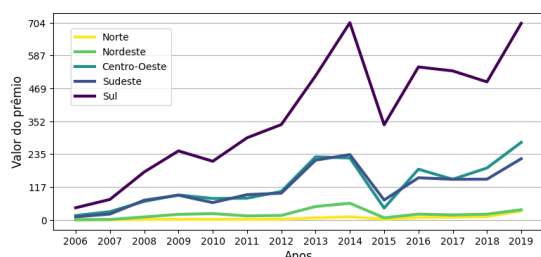
Figura 4 – Evolução das variáveis de seguro rural por regiões. Brasil 2006 – 2019



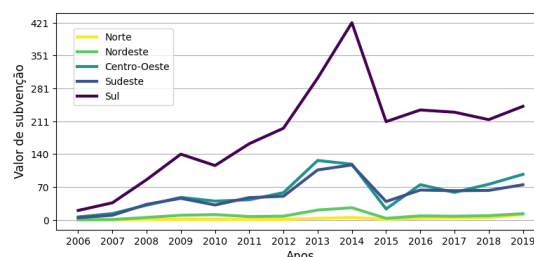
(a) Número de apólices contratadas



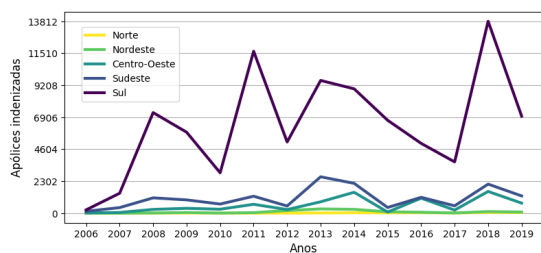
(b) Total segurado (em milhões de R\$)



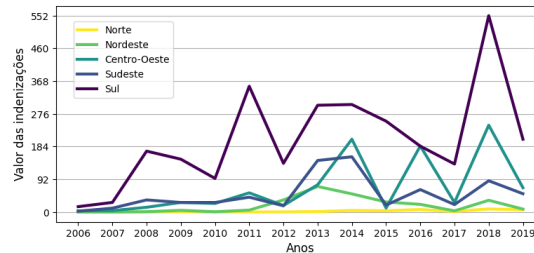
(c) Valores de prêmio (em milhões de R\$)



(d) Valores subvenção (em milhões de R\$)



(e) Apólices indenizadas



(f) Valor das indenizações (em milhões de R\$)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2021b)

A segunda região com maior número de apólices contratadas é a região Sudeste (Figura 4a). Em média, na região Sudeste, foram contratadas 12.942 apólices por ano, o maior valor registrado foi 26.913 apólices contratadas em 2013. A região Centro-Oeste é a terceira região com mais apólices contratadas, sendo que em média foram contratadas 7.225 por ano e, em 2013 foi registrado o maior número de apólices (12.260). Por fim, as regiões Norte e Nordeste, apresentaram respectivamente, em média, 240 e 804 apólices contratadas por ano.

A taxa de crescimento do número de apólices contratadas na região sul foi de 3,72 vezes o valor inicial entre os anos 2006 e 2019. Por sua vez, durante o período analisado a região Sudeste teve um crescimento do número apólices de 5,87 vezes e a região Centro-Oeste apresentou um crescimento do número de apólices de 6,66 vezes. As regiões Norte e Nordeste apresentaram um crescimento médio anual igual a 0,14% e 4,04% respectivamente.

Ao se analisar a evolução do total segurado nas regiões brasileiras apresentado na Figura 4b, é possível observar que a região Sul se destaca com, em média, 5146,83 milhões de valor segurado total. O maior valor foi registrado em 2019 e foi igual a 9520,85 milhões, o segundo maior valor foi igual a 8664,31 milhões e foi registrado em 2015.

No início da série valores a região Centro-Oeste apresenta um maior valor total segurado do que a região Sul (5.355 milhões). Além disso, como é possível observar na Figura 4b, a partir do ano de 2016 a região Centro-Oeste supera a região Sudeste no valor total segurado. A região Norte apresentou, com relação ao total segurado, os valores de 120,35 milhões em 2009 e 197,01 milhões em 2014. Além disso, a região Norte apresenta o seu maior valor no ano de 2019, com total segurado igual a 509,94 milhões. Também é possível observar que há indícios de haver um crescimento do total segurado em todas as regiões.

O total segurado na região Sul apresenta um crescimento de cerca de 10,27 vezes entre os anos de 2006 e 2019. Na região Sudeste, o crescimento foi de 22,52 vezes o valor registrado em 2006. Por sua vez, o Centro-Oeste apresentou um crescimento de cerca de 3,07 vezes o valor do total segurado durante o período. O valor do total segurado na região Norte cresceu 499.51 vezes entre os anos 2006 e 2019. Por fim, no Nordeste, o valor total segurado apresentou um crescimento de 106,95 vezes o valor inicial.

Para mais, ao se analisar a Figura 4c e 4d, é possível observar que as variáveis valores de prêmio e valores subvenção apresentam crescimento durante o período analisado. Também é possível observar que, com exceção das variáveis relacionadas à indenização, as variáveis apresentam uma queda entre os anos de 2014 e 2015.

É possível observar na Figura 4e, que a região Sul se destaca quando se analisa o número de apólices indenizadas. Os valores variam de 237 em 2006 e 13812 apólices indenizadas em 2019. Em média, a região Sul teve cerca de 6364 apólices indenizadas durante o período. Além disso, durante os anos analisados, houve um crescimento de 58,28% no número de apólices de seguro rural indenizadas. A região Sudeste é a segunda região com maior número de apólices indenizadas, sendo que o menor número de apólices indenizadas na região Sudeste foi de 135 e ocorreu em 2006, com maior valor registrado em 2013, equivalente a 2.616.

Ao longo dos anos analisados, a diferença entre o número de apólices na região Sul e Sudeste foi em média igual a 5.283 apólices. A região Centro-Oeste foi responsável por, em média, 559,64 apólices indenizadas. O maior número de apólices indenizadas na região Centro-Oeste foi registrado em 2018 e foi igual a 1561 apólices. As regiões Norte e Nordeste tiveram em média 15,57 e 88,64, respectivamente.

Com relação ao valor das indenizações de seguro rural pagas, é possível observar na Figura 4f, que a região Sul é a que possui os maiores valores pagos como indenização. Em média, foram pagos R\$205,66 milhões como indenização. O maior valor foi equivalente a R\$551,74 milhões e foi registrado em 2018 e o menor valor foi registrado no primeiro ano analisado, sendo equivalente a R\$15.06 milhões.

A Tabela 3 apresenta a média dos valores anuais das variáveis de seguro rural acumulados por regiões no Brasil no período de 2006 e 2019. Como é possível observar, que a região Sul se destaca das demais com os maiores valores das médias das variáveis. Com relação ao número de apólices contratadas, a segunda região com maior média da variável total de apólices contratadas é o Sudeste. No entanto, quando se analisa a média da soma da importância

seguradas, a segunda região com maior média é a região Centro-Oeste. A região Centro-Oeste, também conta com maiores médias nas variáveis soma dos prêmios pagos, total da subvenção e soma das indenizações pagas com relação às regiões Norte, Nordeste e Sudeste. A região Sudeste apresenta a maior média anual do número de apólices indenizadas.

Tabela 3 – Média anual dos valores das variáveis de seguro rural por regiões. Brasil 2006–2019

Variável	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Total de apólices contratada	240,14	803,57	7.225,36	12.941,5	44.166,14
Soma da importância segurada (R\$ milhão)	111,5	319,82	2.428,79	2.178,54	5.146,84
Soma dos prêmios (R\$ milhão)	6,37	20,76	123,43	115,02	371,72
Total de subvenção (R\$ milhão)	2,66	9,25	58,25	53,52	186,56
Soma das indenizações pagas (R\$ milhão)	2,39	18,73	68,59	50,15	205,66
Taxa média aplicada às apólices	0,01	0,01	0,13	0,11	0,45
Número de apólices indenizadas	15,57	88,64	559,64	1.081,57	6.364,57

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)

A média dos valores anuais da taxa média de contratação de apólices indica que, a região Sul é a que possui maior taxa de contratação de seguro com taxa média igual a 0,45 ao longo dos anos. A região Centro-Oeste é a que tem o segundo maior valor de taxa média durante os anos, sendo igual a 0,13. As regiões Norte e Nordeste apresentaram taxa média igual a 0,01.

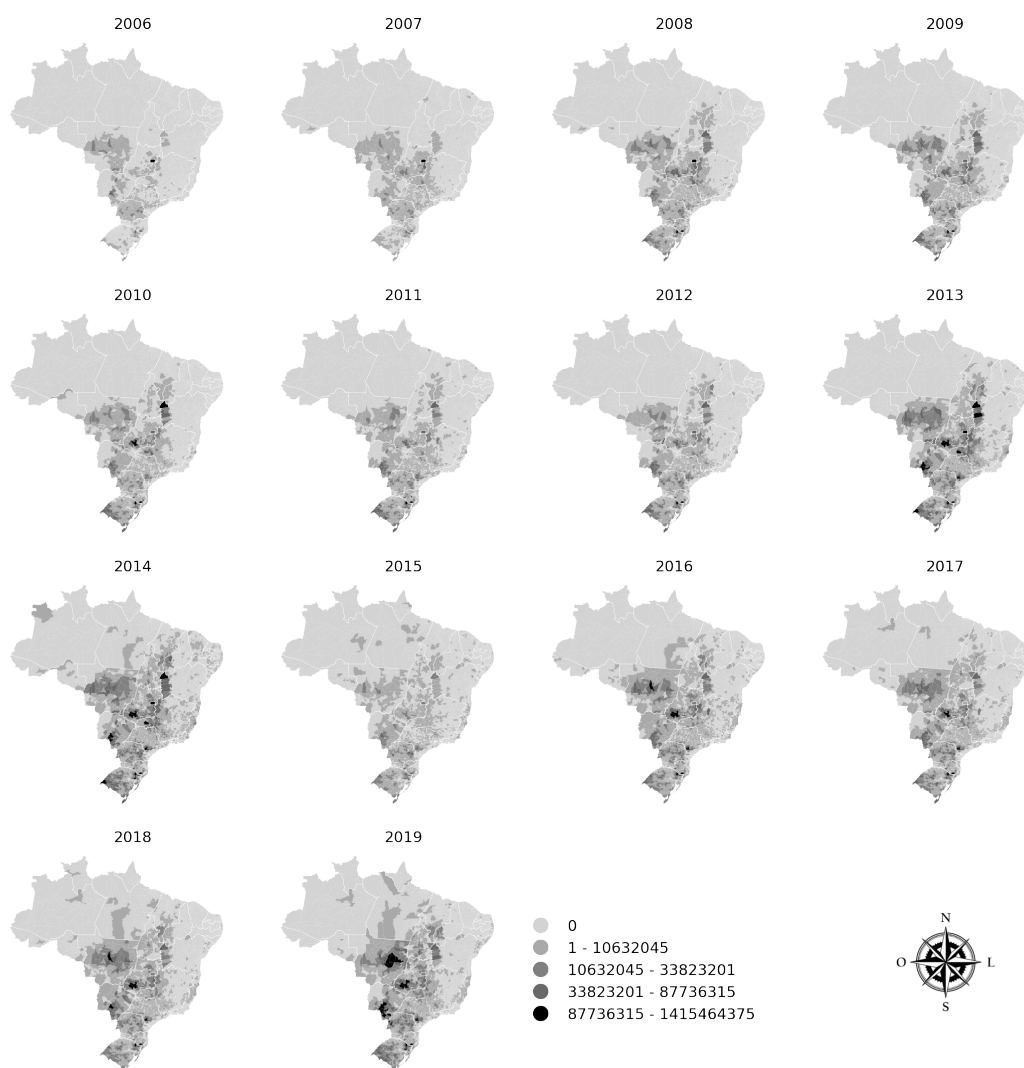
4.3 DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO SEGURO RURAL

A análise da distribuição espacial das variáveis se inicia com a visualização dos mapas temáticos. Por meio destes mapas, busca-se identificar visualmente se há a ocorrência de padrões na distribuição espacial das variáveis do seguro rural.

O primeiro grupo de mapas, apresentado na Figura 5, exibe a distribuição espacial da soma da importância segurada (R\$ milhão) nos municípios brasileiros entre os anos de 2006 e 2019. Para a construção dos mapas, os valores da variável foram divididos em 5 intervalos ⁶.

⁶Para a criação dos intervalos foi aplicado algoritmo Fisher Jenks aos valores das variáveis diferentes de 0 e os intervalos foram criados tendo como referência os valores do ano de 2019 (JENKS, 1977)

Figura 5 – Total segurado por municípios (em mil R\$). Brasil 2006 – 2019



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2021b)

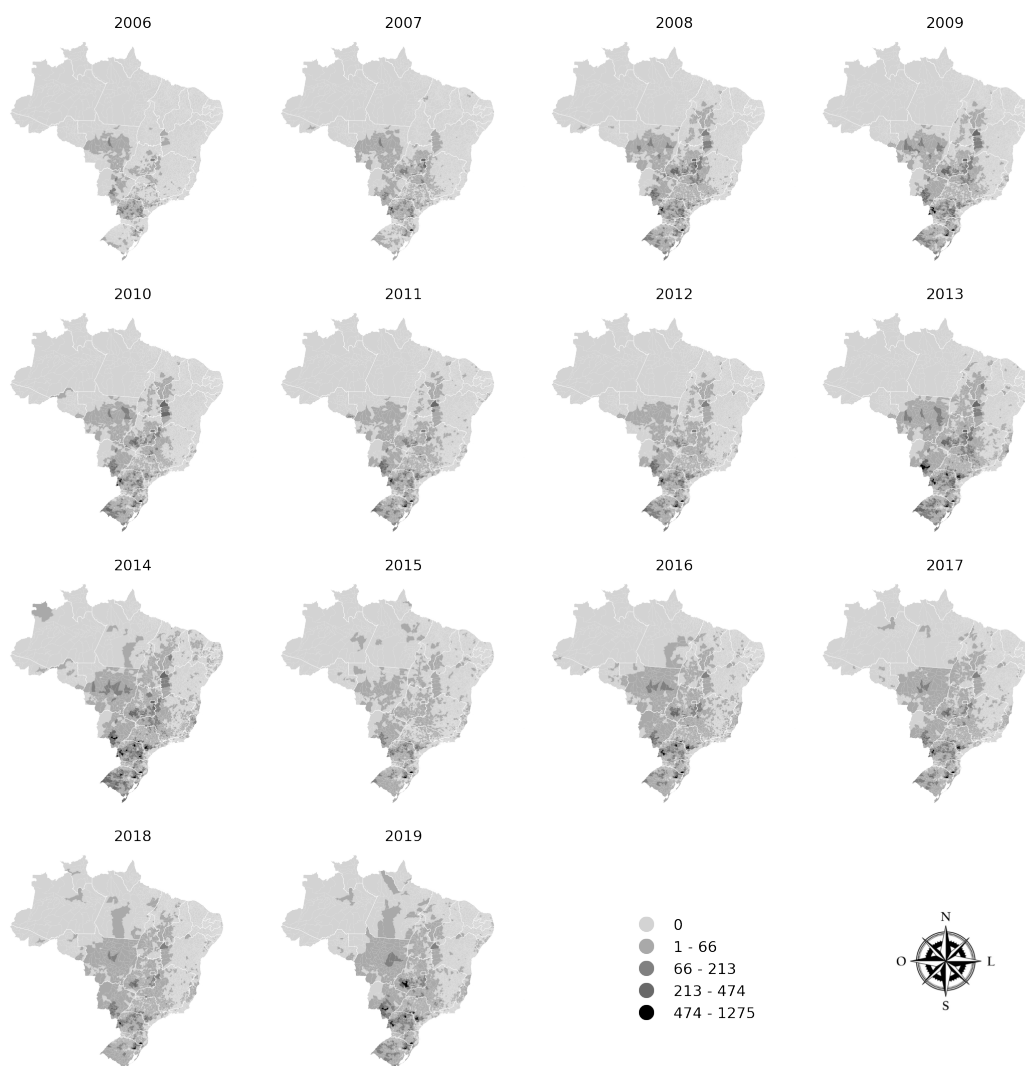
Pela análise da Figura 5, é possível observar que a distribuição espacial do total segurado se modificou no decorrer dos anos, apesar de se concentrar principalmente nas Regiões Sul e Centro-Oeste. É possível também destacar que, durante o período analisado, há indícios de concentrações espaciais na região do Extremo Oeste Baiano no Estado da Bahia, Sudoeste de Mato Grosso do Sul, Sul Goiano no Estado de Goiás e Sudeste, no sul do Estado de São Paulo.

O conjunto de mapas apresentado na Figura 6, exibe o número de apólices de seguro rural contratadas por municípios entre 2006 e 2019. Ao longo dos anos, o número de municípios com nenhuma apólice contratada cai e há indícios de um aumento do número de apólices até o ano de 2014. Entre os anos de 2014 e 2015, há uma queda no número de apólices contratadas, como já foi mostrado no gráfico da Figura 1, e das demais variáveis relacionadas ao seguro rural. Essa redução também pode ser visualizada no mapa da Figura 6, em que o ano de 2015 apresenta municípios com menor número de apólices contratadas.

Ao se analisar a distribuição espacial, observa-se que há indícios de haver uma maior

concentração espacial do total segurado e do número de apólices de seguro rural contratadas em algumas regiões. A partir do ano de 2015 a retomada do crescimento destas variáveis (Figura 2b) pode ser visualizado com um maior número de áreas de coloração mais escura nos mapas (Figuras 5 e 6).

Figura 6 – Número de apólices de seguro rural contratadas por municípios. Brasil 2006 – 2019



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2021b)

A distribuição espacial das demais variáveis analisadas apresenta um padrão semelhante ao observado com a soma da importância segurada (R\$ milhão)⁷. Dessa forma, os resultados corroboram a hipótese apresentada por Silva, Teixeira e Santos (2014) na investigação sobre a participação do PSR na universalização do acesso ao seguro rural. Ou seja, apesar da evolução do seguro rural em âmbito nacional, quando se observa a distribuição espacial, verifica-se que há, ao longo do tempo, uma concentração das apólices e subvenções na região Sul e Centro-Oeste. Portanto, apesar de ter ocorrido uma ampliação do seguro rural, esta ampliação ocorreu

⁷Os mapas da distribuição espacial das variáveis do seguro rural no Brasil são apresentados no apêndice A

de forma concentrada, o que evidencia o cumprimento de forma parcial dos objetivos do PSR (SILVA; TEIXEIRA; SANTOS, 2014).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise possibilitou constatar resultados positivos na evolução do seguro rural no Brasil. O número de apólices contratadas tem um crescimento de cerca de 8,69 vezes seu valor inicial durante o período. Ademais, a área agrícola segurada no país praticamente dobrou entre os anos de 2019 e 2020, quando alcançou o maior valor, 13,7 milhões de hectares, que representa 20% da área total agrícola do país.

Em geral, identificou-se que as maiores concentrações de apólices de seguro rural estão situadas nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, no sul do Estado de São Paulo. Para mais, ressalta-se que, embora mantenham a concentração do número de apólices contratadas, número de apólices indenizadas, valores de subvenção, indenização e prêmio, atualmente há expansão da demanda por seguros agrícolas.

Apesar de os dados indicarem uma concentração geográfica da adesão ao sistema de seguro rural no Brasil, é necessário levar em consideração outros sistemas, como o Proagro e o programa Garantia Safra. É necessário, ainda, ressaltar que a adesão dos produtores deve ocorrer como uma resposta à percepção do risco das atividades agropecuárias, ou seja, o seguro deve difundir-se com base na compreensão dos riscos e das vantagens de sua contratação.

Por fim, este trabalho pode ser entendido como uma abordagem inicial, a partir da qual é possível se introduzir novos métodos estatísticos a fim de aprimorar os resultados. Dentre esses métodos, destaca-se a Análise de Componentes Principais (ACP), que pode ser utilizada para reduzir o número de variáveis, de forma a possibilitar a incorporação de informação de mais de uma variável na análise exploratória espacial.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, L. Os limites e as alternativas para o seguro rural no Brasil. **Revista Globo Rural**, 2017. Discussão em: <https://revistagloborural.globo.com/Noticias/Agricultura/noticia/2017/04/os-limites-e-alternativas-do-seguro-rural-no-brasil.html>. Acesso em: 15 nov. 2021
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório das indenizações pagas de 2006 a 2015**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2016.
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2017**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2018.
- BRASIL. **Agropecuária Brasileira em Números**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2019a
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2018**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2019b.
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2020**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2021a.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. (2021). **Atlas do seguro rural**. Disponível em: <http://indicadores.agricultura.gov.br/atlasdoseguro/index.htm>. Acesso em: 26 jun 2021b.
- BURGO, M. N. **Caracterização espacial de riscos na agricultura e implicações para o desenvolvimento de instrumentos para seu gerenciamento**. Dissertação de Mestrado, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, ESALQ/USP, 2005.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA) **PIB do Agronegócio Brasileiro**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em: 26 jun 2021.
- Guia de Seguros Rurais 2020**. Disponível em: <https://www.cnabrazil.org.br/documentos-tecnicos/guia-de-seguros-rurais-2020>. Acesso em: 5 nov. 2021.
- HUNTER, J. D. **Matplotlib: A 2D graphics environment**. **Computing In Science & Engineering**, v. 9, n. 3, p. 90-95, 2007
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro, v. 8, p.1-105, 2019.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Malha Municipal**. Disponível em: <https://ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/15774-malhas.html?=&t=o-que-e> Acesso em: 18 out. 2020.

JENKS, G. Optimal data classification for choropleth maps. **Department of Geography, University of Kansas Occasional Paper**, 1977.

JORDAHL, K. **GeoPandas**: Python tools for geographic data. 2014. Disponível em: github.com/geopandas/geopandas, Acesso em: 28 jul. 2020.

JUPYTER. **Jupyter**: a computational environment. Disponível em: github.com/jupyter/notebook Acesso em: 18 jul. 2017.

KLUYVER, T. *et al.* Jupyter Notebooks: a publishing format for reproducible computational workflows. *Positioning and Power in Academic Publishing: Players, Agents and Agendas*, p. 87–90, 2016.

MAIA, G. B. S.; ROITMAN, F. B.; DE CONTI, B. M. Instrumentos de gestão do risco agrícola: o caso do Brasil. **Informativo Técnico SEAGRI**, Rio de Janeiro, n.1 , p. 1-16, jan. 2011.

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://conference.scipy.org/proceedings/scipy2010/mckinney.html>. Acesso em: 28 jul. 2020.

OZAKI, V. A. Uma digressão sobre o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural e as implicações para o futuro deste mercado. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 48, n. 4, p. 495-514, 2010.

PÉREZ, F.; GRANGER, B. E. IPython: a system for interactive scientific computing. **Computing in science & engineering**, v. 9, n. 3, p. 21-29, 2007.

PYTHON. **The Python programming language**. Disponível em: github.com/python/cpython Acesso em: 18 jul. 2017.

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

SANTOS, G. R.; SOUSA, A. G.; ALVARENGA, G. **Seguro agrícola no Brasil e o desenvolvimento do Programa de Subvenção ao Prêmio**. Brasília: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 1910). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1910.pdf Acesso em: 14 jun. 2021.

SANTOS, G. R.; SILVA, F. C. **Dez anos do Programa de Subvenção ao Prêmio de Seguro Agrícola**: proposta de índice técnico para análise do gasto público e ampliação do seguro. Rio de Janeiro: Ipea, 2017. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7718/1/td_2290.pdf. Acesso em: 14 jun. 2021.

SANTOS, W. G. dos; MARTINS, J. I. F. O Zoneamento Agrícola de Risco Climático e sua contribuição à agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 3, p. 73-94, dez. 2016

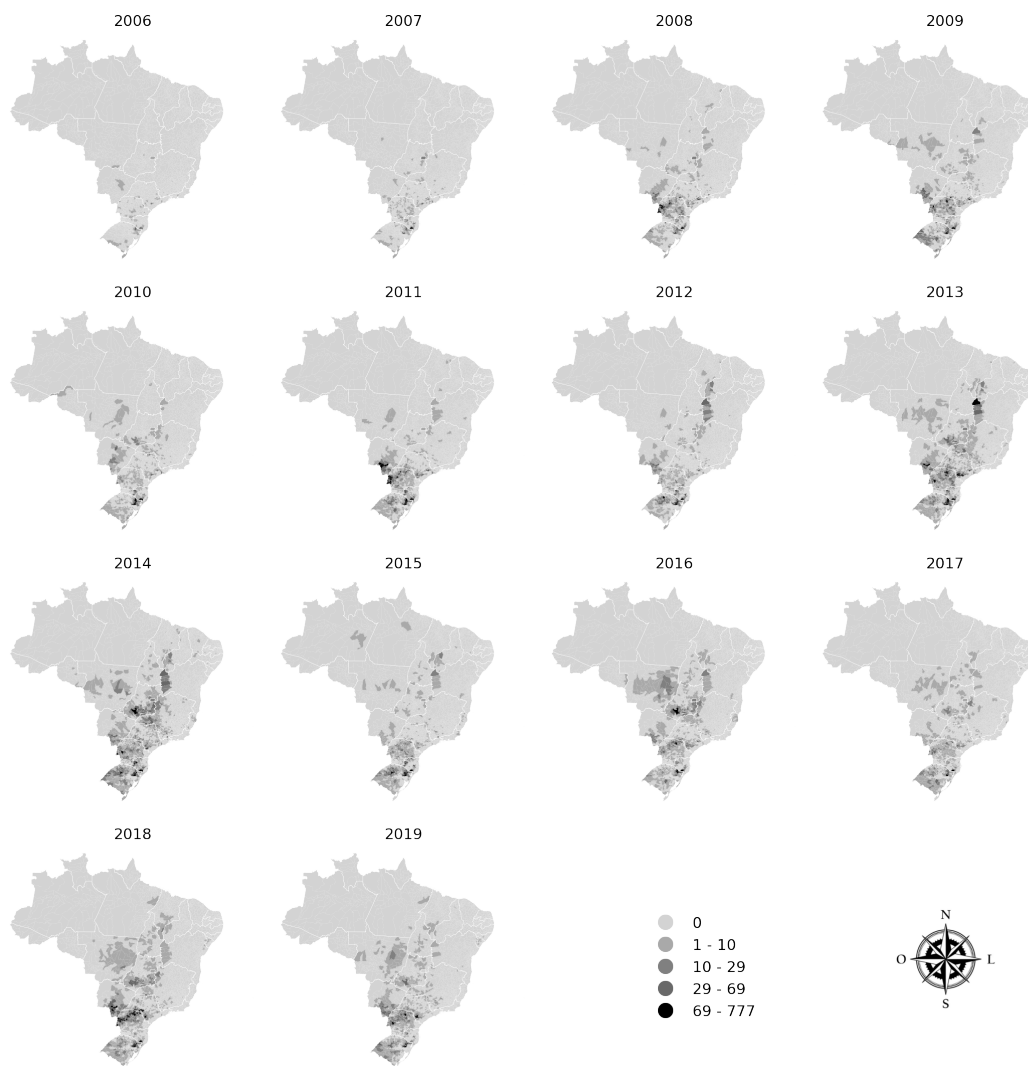
SILVA, J. A. da; TEIXEIRA, M. do S. G.; SANTOS, V. G. dos. Avaliação do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural–2005 a 2012. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 1, p. 105-118, 2014.

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: 28 jul. 2020.

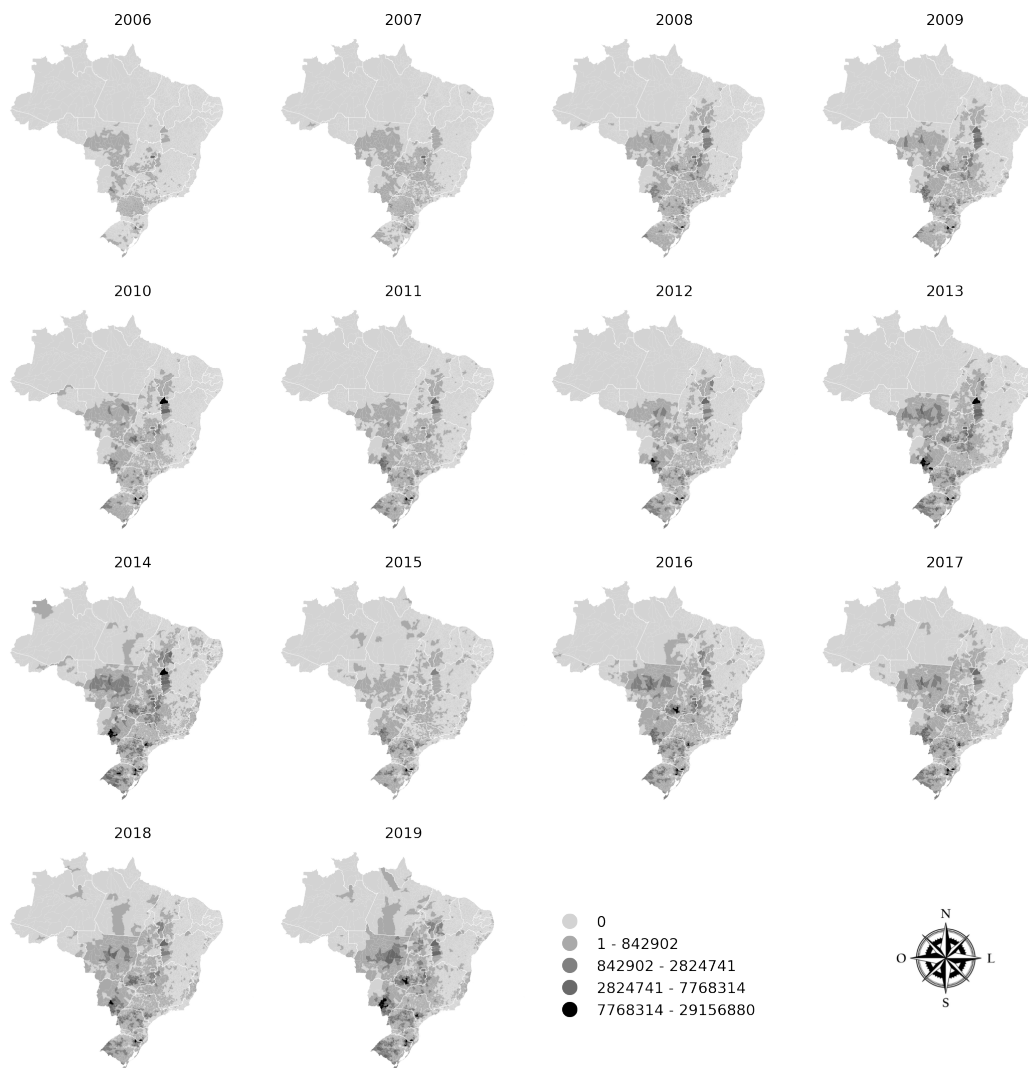
APÊNDICE A – Mapas da distribuição espacial das variáveis do seguro rural no Brasil, de 2006 a 2019

Figura 7 – Apólices de seguro rural indenizadas por municípios brasileiros, de 2006 a 2019



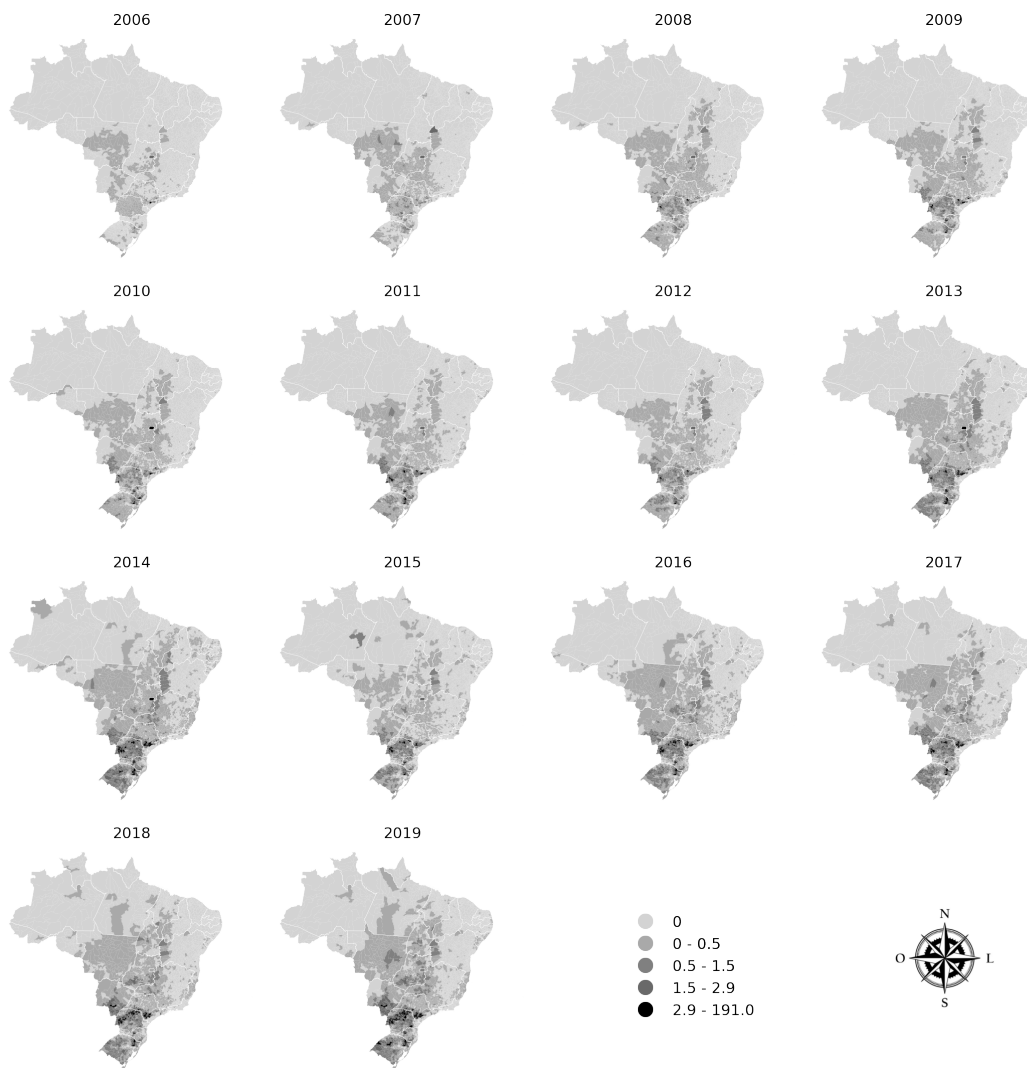
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)

Figura 8 – Soma dos prêmios de seguro rural por municípios brasileiros, de 2006 a 2019 (em mil R\$)



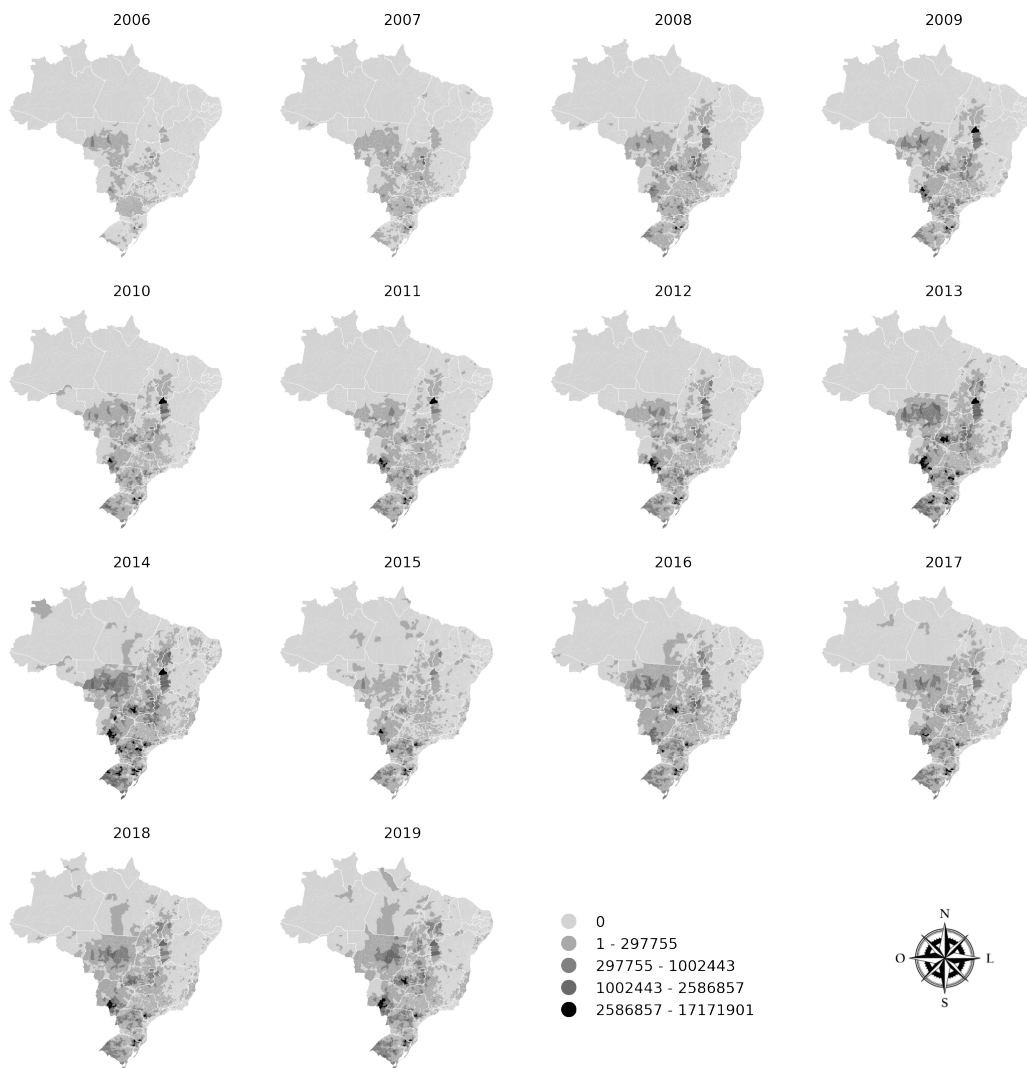
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)

Figura 9 – Taxa média das apólices de seguro rural contratadas por municípios brasileiros, de 2006 a 2019



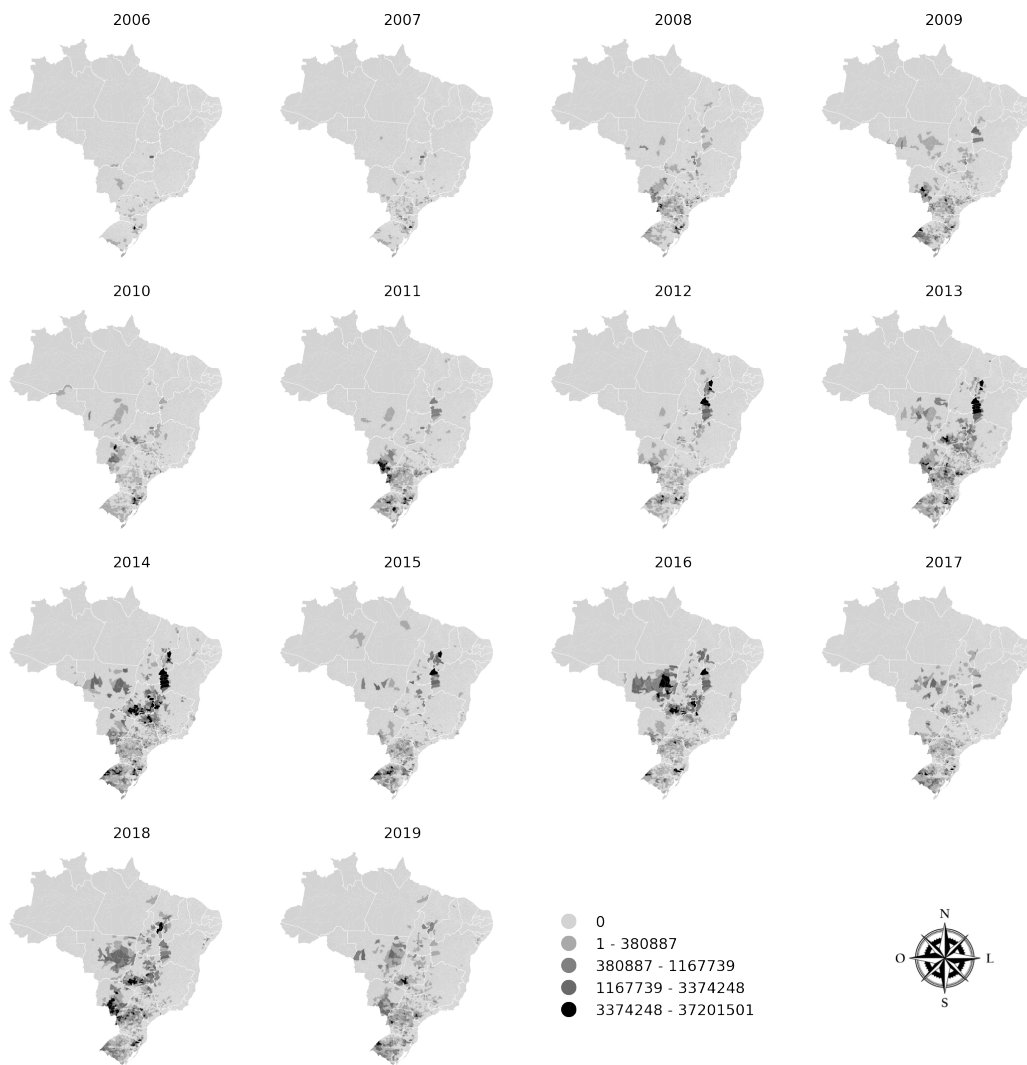
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)

Figura 10 – Total da subvenção ao prêmio de seguro rural (em mil R\$) por municípios brasileiros, de 2006 a 2019



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)

Figura 11 – Valor das indenizações de seguro rural pagas por municípios brasileiros, de 2006 a 2019 (em mil R\$)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)

APÊNDICE B – Códigos em Python

Código correspondente ao tratamento dos dados.

Disponível online em: https://github.com/walefmachado/seguro_rural_espacial/blob/main/scripts/seguro_rural_dados.py

Código correspondente aos gráficos, mapas e análise exploratória espacial.

Disponível online em: https://github.com/walefmachado/seguro_rural_espacial/blob/main/scripts/seguro_rural_cap1.py

ARTIGO 2 - ANÁLISE DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL DE DADOS MULTIVARIADOS DE SEGURO RURAL

RESUMO

O ambiente no qual se desenvolvem as atividades agropecuárias apresenta elevado risco e grande incerteza. Diversos fatores relacionados ao setor agropecuário podem gerar oscilações na renda dos produtores. Estas oscilações devem ser enfrentadas por meio de políticas de apoio à gestão de riscos como, por exemplo, a contratação de seguro rural. Esta modalidade de seguro possibilita a recuperação da capacidade financeira do produtor na ocorrência de eventos adversos que causem prejuízo econômico. Considerando a relevância do seguro rural no setor agropecuário, este trabalho tem como objetivo avaliar a distribuição espacial das variáveis desse seguro nos municípios brasileiros no período de 2006 a 2019. Para alcançar tal objetivo, foi utilizada a Análise de Componentes Principais, com o objetivo de reduzir a dimensionalidade dos dados e a Análise Exploratória de Dados Espaciais para investigar a presença de padrões de distribuição espacial do seguro rural. Os dados utilizados são provenientes dos censos do seguro rural, compilados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Com a utilização de escores dos CPs, verificou-se que as maiores concentrações de apólices de seguro rural estão situadas nas regiões Sul e Centro-Oeste e há uma tendência de aumento na dependência espacial do seguro rural ao longo do período analisado.

Palavras-chave: Seguro rural. Política agrícola. Estatística espacial. Autocorrelação espacial. I de Moran.

ABSTRACT

The environment in which agricultural activities are carried out presents high risk and great uncertainty. Several factors related to the agricultural sector can generate fluctuations in the income of producers. These fluctuations must be dealt with policies to support risk management, such as, for example, contracting rural insurance. This type of insurance makes it possible to recover the producer's financial capacity in the event of adverse events that cause economic loss. Considering the relevance of rural insurance in the agricultural sector, this work aims to evaluate the spatial distribution of the variables of this type of insurance in Brazilian municipalities in the period from 2006 to 2019. To achieve this objective, Principal Component Analysis was used with the objective of reduce the size of the data and the Exploratory Spatial Data Analysis was used to investigate the presence of spatial distribution patterns of rural insurance. The data used come from the Rural Insurance Census, compiled by the Ministry of Agriculture, Livestock and Supply. The results show that the highest concentrations of Rural Insurance policies are located in the South and Center-West regions and there is a tendency for an increase in the spatial dependence of Rural Insurance over the period analyzed.

Keywords: Rural insurance. Agricultural policy. Spatial statistics. Spatial autocorrelation. Moran's I.

1 INTRODUÇÃO

As atividades agropecuárias têm grande relevância na economia brasileira. Segundo um estudo realizado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), da Esalq/USP, a parcela da participação do agronegócio no PIB brasileiro foi de 20,5% em 2019 e, em 2020, este percentual chegou a 26,6% (CEPEA, 2021). De acordo com o último Censo Agropecuário, entre 2006 e 2017, houve um acréscimo de cerca de 5,8% na área total dos estabelecimentos agropecuários e, tanto a área total quanto a produção agrícola e pecuária apresentaram um considerável crescimento (IBGE, 2019).

No entanto, o ambiente no qual se desenvolvem as atividades agropecuárias apresenta elevado risco e significativa incerteza. Essa insegurança se deve, principalmente, às instabilidades climáticas e ameaças sanitárias, que podem afetar a produção, ou à razões de mercado, como variações das taxas de câmbio e juros, ou a condições ligadas ao ambiente de negócios, tais como alterações em marcos regulatórios e em políticas públicas. Todas essas variáveis, relacionadas aos mercados agropecuários, geram variações na renda do setor, que são comumente enfrentadas por meio de políticas de apoio à gestão de riscos (BRASIL, 2018).

O gerenciamento de riscos agropecuários pode ocorrer de diversas maneiras. No entanto, a contratação de seguro rural é uma das formas mais usuais. Essa modalidade de seguro atua no sentido de amenizar as perdas e possibilitar a recuperação da capacidade financeira do produtor na ocorrência de sinistros. O seguro rural propicia um ambiente mais favorável ao desenvolvimento das atividades agropecuárias, pois proporciona a garantia do fluxo de renda, favorece um aumento da área plantada e facilita a obtenção de financiamento. Além disso, se mostra um instrumento que possibilita o compartilhamento do risco da agropecuária com outros agentes e setores econômicos (BRASIL, 2019a).

É importante destacar que o mercado de seguro rural não se consolida sem a participação do Estado. Destacam-se problemas, como os elevados investimentos e custos administrativos, a possibilidade de riscos catastróficos, a forte influência do risco moral e da seleção adversa na formação das carteiras, como fatores que limitam a eficiência da iniciativa privada na oferta de produtos. Nesse sentido, o poder público é demandado a interferir no mercado, seja atuando diretamente como seguradora, seja criando programas que estimulem a oferta e a demanda por produtos de seguro (BRASIL, 2019a).

Considerando a relevância do seguro rural no setor agropecuário, este estudo tem como objetivo analisar a distribuição espacial de dados multivariados do seguro rural nos municípios brasileiros entre os anos de 2006 e 2019. Além disso, busca-se investigar a presença de padrões de distribuição espacial nos dados, mais especificamente, se há presença de dependência ou heterogeneidade espacial. Por fim, este trabalho pretende fornecer informações que possam contribuir para o debate em torno do aperfeiçoamento do sistema de seguro rural no Brasil. Para alcançar tais objetivos, o trabalho faz uso da Análise de Componentes Principais (ACP) para reduzir a dimensionalidade dos dados e da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

para investigar a presença de padrões de distribuição espacial. São utilizados dados oriundos dos Censos do Seguro Rural, compilados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (BRASIL, 2021).

O trabalho estrutura-se da seguinte forma: na seção 2 descreve a metodologia utilizada neste estudo, a fonte dos dados e os recursos computacionais. A seção 3 discute os resultados obtidos. Por fim, a seção 4 traz as considerações finais.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Fonte dos dados e recursos computacionais utilizados

Foram utilizados dados anuais referentes a apólices de seguro rural dos municípios brasileiros a partir do ano de 2006 até o ano de 2019. As variáveis utilizadas na análise são apresentadas na Tabela 1. Para todas as variáveis, foi utilizado o nível de agregação municipal. Nos casos em que as informações disponíveis eram referentes a outras localidades, como distritos, fazendas e vilarejos, tais informações foram atribuídas aos municípios correspondentes.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas.

Variável	Sigla
Total de apólices contratadas	TAC
Soma da importância segurada (R\$ milhão)	SIS
Soma dos prêmios (R\$ milhão)	SPR
Total de subvenção (R\$ milhão)	TSB
Soma das indenizações pagas (R\$ milhão)	SIP
Taxa média aplicada às apólices	TMA
Número de apólices indenizadas	NAI

Fonte: Elaboração própria

Os dados sobre seguro rural são provenientes do endereço eletrônico do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Os dados que contêm atributos geográficos, como a posição e o formato do território brasileiro, foram obtidos no endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2020).

Como as variáveis estão em diferentes escalas e, com isto, possuem diferentes variâncias, foi realizada a padronização das variáveis para que tais fatores não interferissem na análise. Tal padronização foi efetuada subtraindo-se de cada observação a média de sua respectiva variável e dividindo-se, posteriormente, pelo desvio padrão da variável.

Esse estudo foi realizado com a linguagem de programação *Python* (PYTHON, 2017), utilizando-se a interface *Jupyter* (JUPYTER, 2017), (PEREZ, 2007) (KLUYVER, 2016). Além disso, as seguintes bibliotecas foram utilizadas: *Pandas* (MCKINNEY, 2010), para a manipulação de dados, *NumPy* (WALT; COLBERT; VAROQUAUX, 2011), que possibilita computação

numérica com *Python*, *Matplotlib* (HUNTER, 2007) e *Seaborn* (WASKOM, 2014), que são bibliotecas para a criação de gráficos e *jenks* para a utilização do algoritmo Fisher Jenks (JENKS, 1977). A análise de componentes principais foi realizada através da biblioteca *sklearn* e as bibliotecas *Geopandas* (JORDAHL, 2014) e *PySAL* (REY, 2007) possibilitaram a análise espacial ⁸.

2.2 Análise de componentes principais

Após a obtenção das correlações foi empregada a análise de componentes principais (ACP) com o objetivo de explicar a estrutura de covariâncias das p variáveis, $\mathbf{X}^T = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p]$, por meio de combinações lineares das variáveis originais. Os componentes principais obtidos são as p combinações lineares, $\mathbf{Y}^T = [Y_1 \ Y_2 \ \dots \ Y_p]$, não sendo correlacionados entre si (MINGOTI, 2005; EVERITT; HOTHORN, 2011).

Além disso, os componentes principais são ordenados de forma que suas primeiras combinações lineares já possuam a maior parte da variância das variáveis originais. Portanto, podem ser usados para fornecer uma redução da dimensionalidade dos dados (MINGOTI, 2005; EVERITT; HOTHORN, 2011). Segundo Mingoti (2005), o j -ésimo componente principal é definido por:

$$Y_j = a_{j1}X_1 + a_{j2}X_2 + \dots + a_{jp}X_p.$$

O vetor de coeficientes que define o j -ésimo componente principal, \mathbf{a}_j , é o autovetor da matriz de covariâncias dos dados (\mathbf{S}), associado com o seu j -ésimo maior autovalor. A variância do j -ésimo componente principal é dada por λ_j , sendo $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$ os autovalores de \mathbf{S} sujeitos à restrição $\mathbf{a}_j^T \mathbf{a}_j = 1$ (EVERITT; HOTHORN, 2011).

A proporção da variância total de X explicada pelo j -ésimo componente principal é definida por

$$\frac{\text{Var}(Y_j)}{\text{Variância total de } X} = \frac{\lambda_j}{\text{traço}(\mathbf{S})} = \frac{\lambda_j}{\sum_{i=1}^p \lambda_i}.$$

Os escores, ou seja, os valores numéricos dos componentes, são obtidos pela substituição dos valores das variáveis em cada um dos componentes Y_j . Os escores do primeiro componente principal (CP1) foram utilizados para a análise exploratória de dados espaciais.

2.3 Análise exploratória de dados espaciais

Nesse trabalho, foi utilizada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) com o objetivo de avaliar a distribuição espacial do seguro rural nos municípios brasileiros no período de 2006 a 2019. A AEDE busca captar padrões de associação espacial das variáveis e verificar

⁸Os códigos utilizados na análise estão disponíveis no *GitHub* e os link estão no Apêndice B.

a existência de *clusters* espaciais. Além disso, a AEDE busca analisar a presença de diferentes regimes espaciais ou a identificação de observações atípicas (*outliers* espaciais) (ALMEIDA, 2012).

2.3.1 Matriz de pesos espaciais

Para a realização da AEDE, é necessária a utilização da matriz de pesos espaciais (ou ponderação espacial), em que cada entrada representa a conexão entre dois municípios e é denominada peso espacial. A matriz de ponderação espacial, com dimensão $n \times n$, é denotada por W .

Neste trabalho, foi adotada a matriz de pesos espaciais de contiguidade com a convenção rainha, considerando os vizinhos de primeira ordem. Além disso, foram retirados os municípios de Fernando de Noronha e Ilhabela, pertencentes ao estado de Pernambuco e São Paulo, respectivamente. Estes municípios foram desconsiderados pois, além de serem ilhas, não possuem nenhuma apólice de seguro rural contratada durante os anos em análise.

Na matriz de ponderação por contiguidade binária utilizada, os municípios que apresentam fronteiras físicas em comum são considerados vizinhos e é atribuído ao elemento correspondente na matriz o valor 1, caso contrário, é atribuído o valor 0. Formalmente, tem-se:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ e } j \text{ são contíguos,} \\ 0, & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos.} \end{cases}$$

Além disso, por convenção, assume-se que $w_{ij} = 0$, para todo $i = j$, ou seja, uma região não é considerada vizinha de si mesma (ALMEIDA, 2012).

2.3.2 Autocorrelação espacial global

A autocorrelação espacial foi utilizada com o objetivo de medir a relação de uma certa variável em uma região com os valores dessa mesma variável em regiões vizinhas. Uma das formas de se calcular a autocorrelação é utilizando o I de Moran. Este indicador mede a relação do desvio padronizado de uma variável z numa área I com o desvio padronizado das áreas vizinhas para a mesma variável z . Formalmente, a estatística é expressa por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (2.1)$$

em que z_i denota o valor da variável de interesse padronizada na região i , n representa o número de regiões e S_0 é a soma de todos os pesos espaciais da matriz W (ALMEIDA, 2012).

O valor do I de Moran global foi calculado e sua significância obtida por meio do pseudo valor- p , obtido a partir de 999 permutações aleatórias. Neste estudo, foi considerado um nível de significância $\alpha = 0,05$.

2.3.3 Autocorrelação espacial local

O indicador de autocorrelação espacial local utilizado para detectar padrões locais de autocorrelação espacial foi o *local indicator of spatial association (LISA)*, também denominado *I* de Moran local. Enquanto o *I* de Moran fornece uma estatística global (para toda a distribuição), o *LISA* fornece uma estatística local (para cada observação), permitindo assim verificar se há agrupamentos espaciais estatisticamente significativos. Para Anselin (1995), um indicador local de associação espacial deve satisfazer a dois critérios: a) deve indicar clusters espaciais estatisticamente significativos; e b) a soma dos indicadores locais deve levar ao indicador global. O coeficiente *I* de Moran local pode ser expresso como

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j.$$

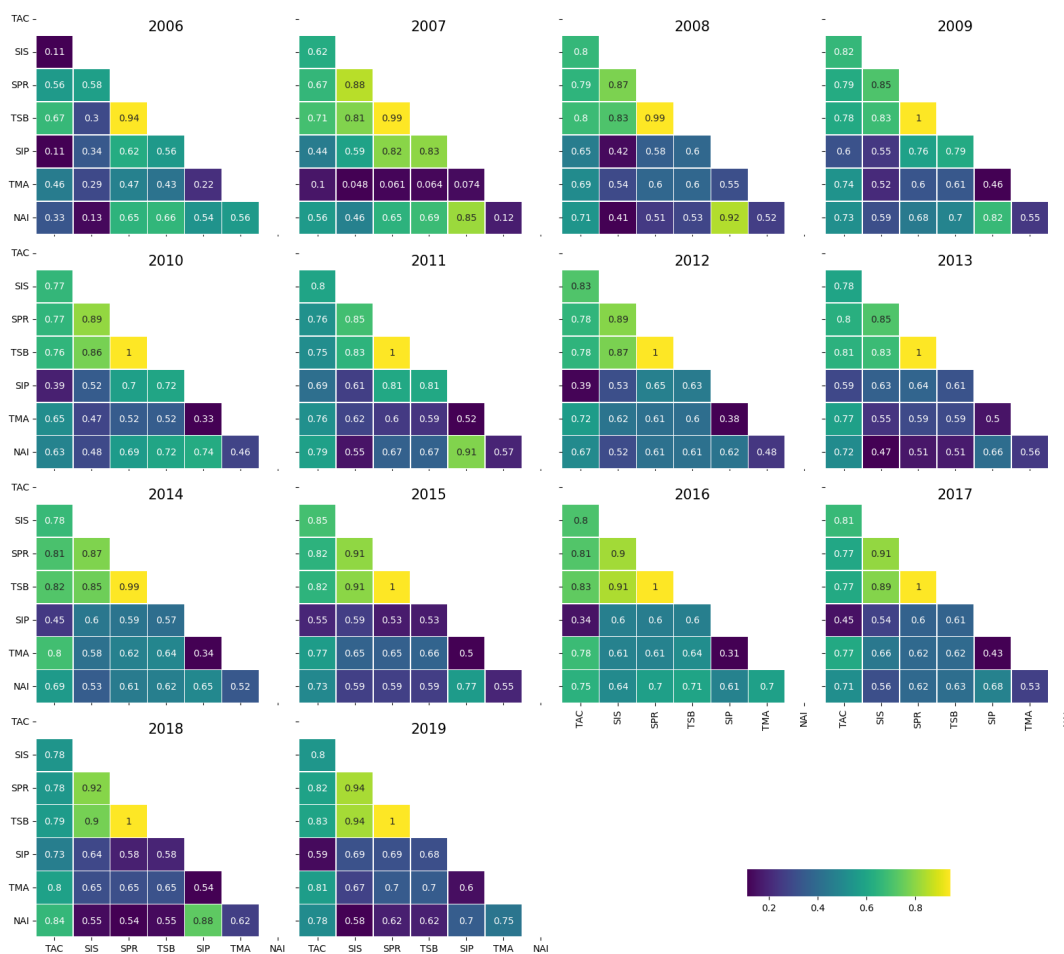
O cálculo de I_i é realizado englobando apenas as regiões vizinhas de i , definidas por meio da matriz de pesos espaciais. Como o cálculo do I_i é realizado para cada uma das n observações, o que gera uma grande quantidade de informação, uma forma mais eficiente de visualizar o conjunto de estatísticas geradas é apresentá-las em um mapa de *clusters* (ALMEIDA, 2012).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS

A Figura 1 apresenta os valores das correlações de Pearson entre cada um dos pares de variáveis de seguro rural utilizadas. Quanto mais clara a cor do retângulo, mais próximo de 1 é o valor do coeficiente de correlação r , portanto, maior o grau de associação positiva entre as variáveis. Por outro lado, quanto mais escura a cor do retângulo, menor é o valor do coeficiente de correlação r , portanto, menor o grau de associação entre as variáveis.

Figura 1 – Correlação entre as variáveis de seguro Rural. Brasil 2006 – 2019



Ao se analisar a Figura 1, é possível observar que há grupos de variáveis que apresentam uma maior correlação entre si. A variável que representa o total de subvenção concedida apresenta, em todos os anos, correlação alta com variáveis como o número de apólices contratadas, total segurado e a soma dos prêmios. Em particular, a correlação do total da subvenção com a soma dos prêmios é igual a 0,94 no ano de 2006 e, aproximadamente, igual a 1 nos demais anos analisados. A correlação positiva entre o total de subvenção concedida e as variáveis relacionadas com o total segurado e o prêmio, indica que, assim como é apontado por Ferreira e Ferreira (2009), a participação do governo, por meio do subsídio concedido pelo PSR, é fundamental e deve garantir a sustentabilidade do seguro rural de forma a assegurar a estabilidade dos agricultores e demais participantes do sistema.

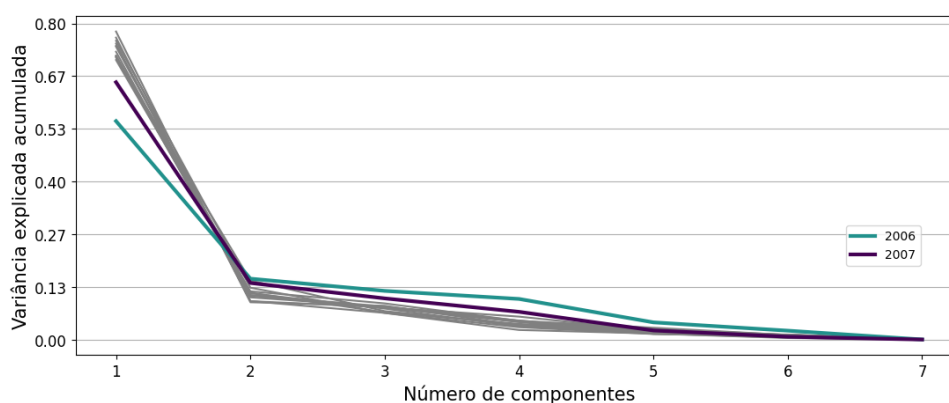
Além disso, há uma alta correlação entre variáveis como o número de apólices contratadas e o total segurado, assim como entre o total segurado e o valor do prêmio. As variáveis que apresentaram menor correlação, embora ainda apresentem uma correlação positiva, são as variáveis que se relacionam com a ocorrência de sinistros, como o número de indenizações e total de das indenizações pagas. Estas variáveis apresentam, em todos os anos, menores correlações

com as demais variáveis do conjunto de dados.

3.2 ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS

O gráfico da Figura 2 apresenta a variância explicada acumulada pelos componentes principais para cada ano analisado. Neste gráfico é possível observar que o primeiro componente principal é responsável pela maior parte da variância explicada acumulada em todos os anos analisados. Ou seja, apenas o primeiro componente principal é capaz de fornecer informação sobre a variância de todo o conjunto de variáveis de seguro rural.

Figura 2 – Variância explicada acumulada pelos componentes principais. Brasil 2006 – 2019



Fonte: Elaboração própria

É necessário ressaltar que, nos anos de 2006 e 2007 (destacados na Figura 2), a variância explicada acumulada pelo primeiro componente foi inferior a 0,72, sendo igual a 0,55 em 2006 e 0,65 em 2007. No entanto, é possível considerar que a utilização dos escores do primeiro componente principal na análise exploratória de dados espaciais é adequada, pois o primeiro componente é capaz de representar, em média, 71,72% da variabilidade dos dados originais (EVERITT; HOTHORN, 2011).

A Figura 3 ilustra o efeito das variáveis de seguro rural em cada um dos componentes principais. Quanto mais clara da cor do retângulo, mais próximo de 1 é o valor do coeficiente, portanto, maior o grau de associação positiva entre os componentes principais e as variáveis. Por outro lado, quanto mais escura a cor do retângulo, menor é o valor do coeficiente, portanto, menor o grau de associação entre os componentes principais e as variáveis.

Figura 3 – Efeito das variáveis em cada componente. Brasil 2006 – 2019.



É possível constatar, através da Figura 3, que, em todos os anos entre 2006 e 2019, o primeiro componente principal é positivamente correlacionado com todas as variáveis do conjunto de dados. Além disso, a distribuição do efeito das variáveis no primeiro componente se dá de forma relativamente homogênea entre as variáveis analisadas, já que os valores dos coeficientes possuem valores semelhantes.

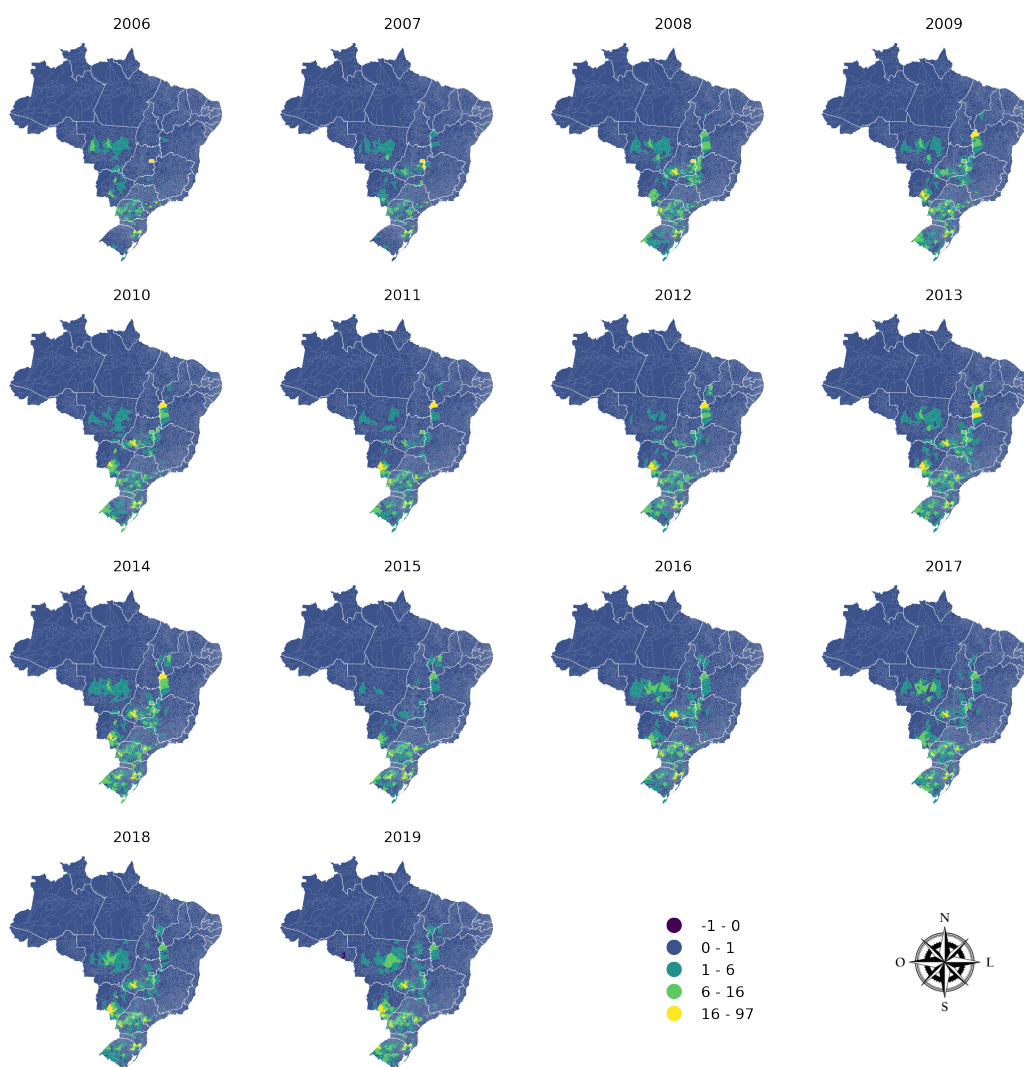
Devido à estrutura de correlação entre as variáveis de seguro rural, foi possível utilizar os escores do primeiro componente principal como uma variável representativa das demais variáveis originais. Os escores do primeiro componente principal foram, em todos os anos, positivamente correlacionados com todas as variáveis originais. Além disso, em todos os anos analisados, a variância explicada acumulada pelo primeiro componente foi superior a 55,3%. Sendo assim, o valor do escore do primeiro componente principal é representativo para resumir a informação sobre todas as variáveis de seguro rural aqui apresentadas. Quanto maior o valor desse escore para um município, maiores os valores das apólices, da importância segurada, dos prêmios etc.

3.3 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

3.3.1 Distribuição espacial dos escores do 1º componente principal

O primeiro grupo de mapas, apresentado na Figura 4, exibe a distribuição espacial dos escores do primeiro componente principal nos municípios brasileiros entre os anos de 2006 e 2019. Por meio destes mapas, busca-se identificar visualmente se há a ocorrência de padrões na distribuição espacial no conjunto das variáveis do seguro rural representadas pelos escores do primeiro componente. Para a construção dos mapas, os valores da variável foram divididos em cinco intervalos através da utilização do algoritmo Fisher-Jenks aos valores das variáveis diferentes de 0. Além disso, para tornar possível a comparação entre os anos, os intervalos foram criados tendo como referência os valores do ano de 2019 (JENKS, 1977)

Figura 4 – Distribuição espacial do primeiro componente principal. Brasil 2006 – 2019.



Fonte: Elaboração própria

Pela análise da Figura 4, é possível observar que a distribuição espacial do seguro rural nos municípios brasileiros se modificou no decorrer dos anos, apesar de se concentrar princi-

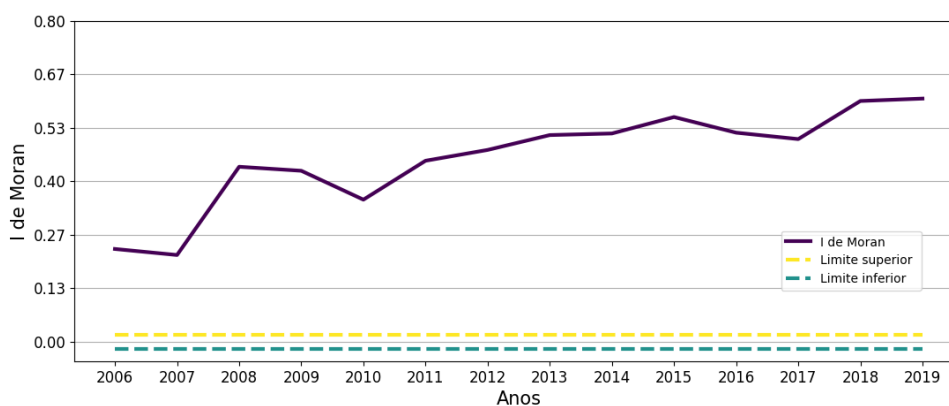
palmente nas Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. É possível também destacar que, durante o período analisado, há indícios de concentrações espaciais na região do Extremo Oeste Baiano no Estado da Bahia, Sudoeste de Mato Grosso do Sul, Sul Goiano no Estado de Goiás e Sudeste, no sul do Estado de São Paulo.

3.3.2 Autocorrelação espacial global

O valor do *I* de Moran foi calculado utilizando-se dos escores do primeiro componente principal para todos os anos entre 2006 e 2019. Os resultados obtidos são apresentados na Figura 5.

Ao se analisar o gráfico da Figura 5, é possível observar que todos os valores do *I* de Moran foram positivos e significativos (a média do *I* de Moran foi de 0,46 no período analisado). Este fato indica que há a presença de autocorrelação espacial positiva do seguro rural nos municípios brasileiros. Ou seja, o fato de um município possuir valores acima da média para as variáveis relacionadas ao seguro rural é influenciado, além de outros fatores, pelo valor desse conjunto de variáveis na região vizinha a este município. Dessa forma, o fato de um município possuir um valor da soma da importância segurada alta é influenciado, dentre outros fatores, pela soma da importância segurada nos municípios em seu entorno. O mesmo se aplica às variáveis soma dos prêmios, total da subvenção, soma das indenizações pagas, taxa média aplicada às apólices e número de apólices indenizadas.

Figura 5 – Autocorrelação espacial (*I* de Moran) do primeiro componente principal. Brasil 2006 – 2019



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores do *I* de Moran foram estatisticamente significativos em todas variáveis (valor- $p < 0,005$)

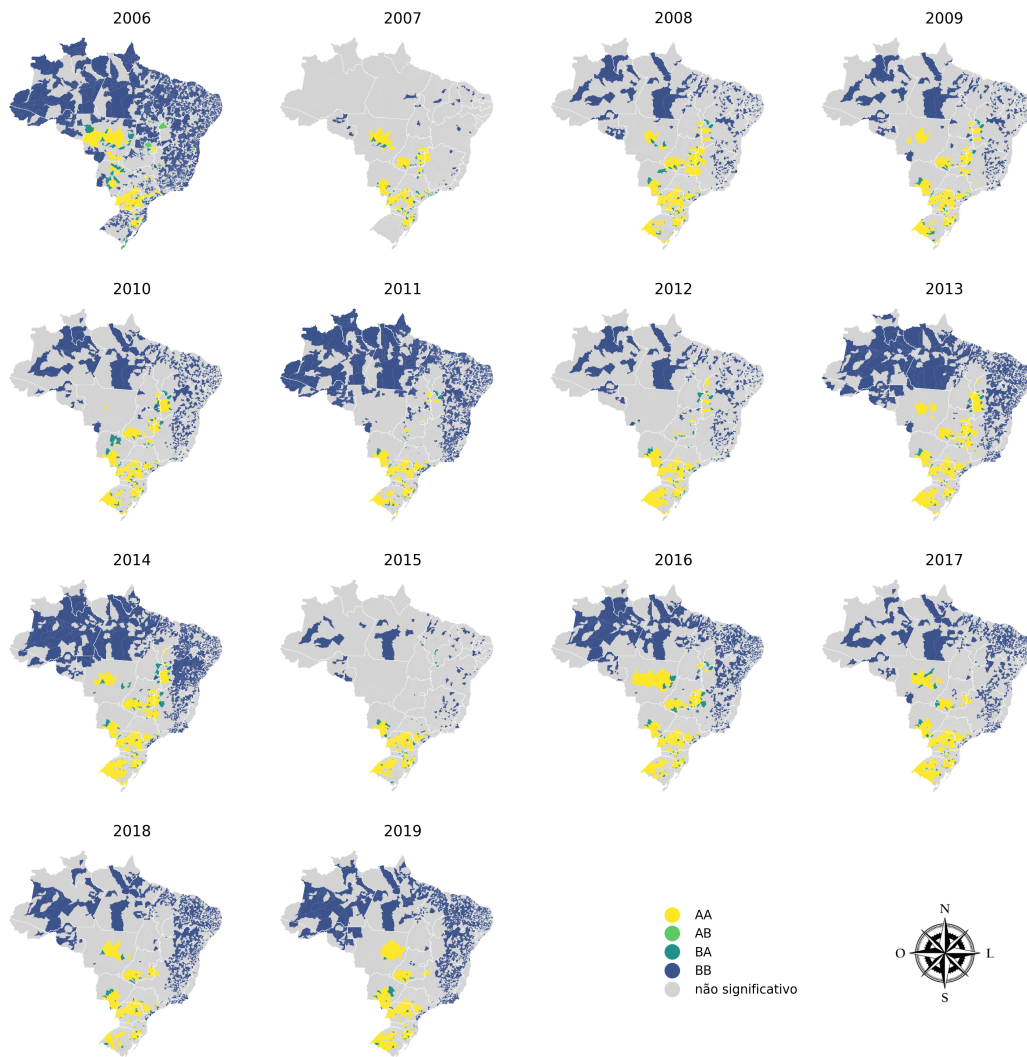
Além da presença de autocorrelação positiva em todos os anos, a análise da Figura 5 indica que a dependência espacial apresentou um crescimento ao longo do período analisado. O menor valor de autocorrelação espacial observado é igual a 0,216 em 2007 e o maior valor ocorreu em 2019 e foi igual a 0,606. Entre os anos de 2006 e 2019, o valor da autocorrelação espacial apresentou um crescimento de cerca de 2,62 vezes o valor observado em 2006. Dessa forma, é possível inferir que, durante o período analisado, houve um aumento da autocorrelação

espacial em todas as variáveis de seguro rural analisadas.

3.3.3 Autocorrelação espacial local

Os mapas *LISA* apresentados na Figura 6 contêm 4 grupos com diferentes características de associação espacial estatisticamente significativas para cada um dos anos analisados. No ano de 2006, os agrupamentos do tipo AA, ou seja, agrupamentos formados por municípios cujas variáveis apresentavam valores altos e que possuíam vizinhos também com altos valores das variáveis de seguro rural, estavam concentrados exclusivamente nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. A região Sul, em 2006, possuía 74,56% dos municípios do grupo AA, sendo que 64,32,% destes pertenciam ao estado do Paraná, 6,43% ao Rio Grande do Sul e 3,8% à Santa Catarina.

Figura 6 – Mapas *LISA* para o primeiro componente principal. Brasil 2006 – 2019.



Fonte: Elaboração própria.

Na região Sudeste, em 2006, cerca de 50 municípios pertenciam ao estado de São Paulo, percentual correspondente à 14,6% dos municípios do agrupamento do tipo AA. Além disso, a

região Centro-Oeste contava com cerca de 10,82% dos municípios do grupo AA. O estado do Mato Grosso contava com 7,6% dos municípios do grupo AA, o estado do Mato Grosso do Sul possuía 2,63% dos municípios AA.

Em 2019, os municípios, cujo pertencimento ao grupo AA foi significativo, também se concentraram nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Mais especificamente, 8,10% dos municípios do grupo AA estavam localizados no estado do Mato Grosso do Sul, 5,56% se localizavam do estado de Goiás e 2,78% no Mato Grosso. No Sudeste os municípios significativos do tipo AA se localizavam principalmente em São Paulo (11,57% do total), em Minas Gerais se localizavam apenas 0,46% dos municípios AA.

A Região Sul, em 2019, concentrava cerca de 79,86% dos municípios do tipo AA significativos. A maior parte destes municípios (48,61%) estava localizada no estado do Paraná, 19,67% dos municípios do tipo AA pertenciam, em 2019 ao estado do Rio Grande do Sul e, por fim, 3,24% pertenciam ao estado de Santa Catarina. Além disso, vale destacar que os anos de 2007 e 2015, mesmo apresentando autocorrelação espacial positiva e significativa, apresentaram os menores números de municípios pertencentes ao grupo BB.

Segundo Santos e Silva (2017), historicamente, as apólices contratadas de seguro rural, o valor segurado e, por consequência, o valor de subvenção através do PSR se concentram regionalmente. Isto se dá devido à presença de maiores riscos de intempéries nos estados da Região Sul, em São Paulo e Minas Gerais. Estados como Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, e a região formada pelos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, mais recentemente, também têm aderido aos contratos de seguro rural devido a fatores climáticos.

Além disso, diversos fatores podem ser apontados como determinantes da concentração do mercado de seguro rural em poucas regiões, com poucas culturas, com participação reduzida de seguradoras. Segundo Santos, Sousa e Alvarenga (2013), alguns fatores que devem ser considerados são: o pequeno número e a discrepância no porte das seguradoras que ofertam esse tipo de seguro; dificuldades das instituições bancárias com operações no meio rural, levando a informações imprecisas e à elevação de riscos e preços; parcerias governamentais com operadores, como por exemplo, programas de crédito oficial operados pelo Banco do Brasil, que também é o controlador da maior seguradora agrícola; o grau de oportunidade avaliado como pequeno pelas seguradoras, e por fim; o pequeno peso de parcerias e de avaliação das oportunidades envolvendo o segmento de corretagem.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir da ACP, constata-se que a estrutura de correlação entre as variáveis de seguro rural possibilitou a utilização dos escores do primeiro componente principal como uma variável com a capacidade de representar o conjunto de variáveis de seguro rural disponível, em todos os anos analisados. A variância explicada acumulada pelo primeiro componente foi em média igual 71,72%.

Os resultados da AEDE apontam que existe dependência espacial em todos os anos analisados, ou seja, existem padrões de associação espacial estatisticamente significativos nos dados de seguro rural. Também foi possível identificar a presença de *clusters* espaciais significativos. Em geral, identificou-se que as maiores concentrações de apólices de seguro rural estão situadas nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, no sul do Estado de São Paulo.

Além disso, foi constatado que há um aumento na dependência espacial do seguro rural ao longo do período analisado. Ou seja, municípios que possuem uma maior adesão ao seguro rural tendem a ser geograficamente próximos de municípios que também têm maior adesão ao seguro rural. No entanto, a análise dos mapas *LISA* indica que a concentração espacial do tipo AA do seguro rural pouco se modificou no decorrer dos anos.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas-SP: Alínea, 2012.
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2017**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2018.
- BRASIL. **Agropecuária Brasileira em Números**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2019a
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2020**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2021.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA) **PIB do Agronegócio Brasileiro**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em: 26 jun 2021.
- EVERITT, B.; HOTHORN, T. **An introduction to applied multivariate analysis with R**. Nova York: Springer-Verlag, 2011.
- HUNTER, J. D. **Matplotlib: A 2D graphics environment**. **Computing In Science & Engineering**, v. 9, n. 3, p. 90-95, 2007
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro, v. 8, p.1-105, 2019.
- JENKS, G. Optimal data classification for choropleth maps. **Department of Geography, University of Kansas Occasional Paper**, 1977.
- JORDAHL, K. **GeoPandas: Python tools for geographic data**. 2014. Disponível em: github.com/geopandas/geopandas, Acesso em: 28 jul. 2020.
- JUPYTER. **Jupyter: a computational environment**. Disponível em: github.com/jupyter/notebook Acesso em: 18 jul. 2017.
- KLUYVER, T. *et al.* Jupyter Notebooks: a publishing format for reproducible computational workflows. **Positioning and Power in Academic Publishing: Players, Agents and Agendas**, p. 87–90, 2016.
- 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://conference.scipy.org/proceedings/scipy2010/mckinney.html>. Acesso em: 28 jul. 2020.
- MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.
- PÉREZ, F.; GRANGER, B. E. IPython: a system for interactive scientific computing. **Computing in science & engineering**, v. 9, n. 3, p. 21-29, 2007.

PYTHON. **The Python programming language**. Disponível em: github.com/python/cpython
Acesso em: 18 jul. 2017.

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

SANTOS, G. R.; SOUSA, A. G.; ALVARENGA, G. **Seguro agrícola no Brasil e o desenvolvimento do Programa de Subvenção ao Prêmio**. Brasília: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 1910). Disponível em:
http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1910.pdf Acesso em: 14 jun. 2021.

SANTOS, G. R.; SILVA, F. C. **Dez anos do Programa de Subvenção ao Prêmio de Seguro Agrícola**: proposta de índice técnico para análise do gasto público e ampliação do seguro. Rio de Janeiro: Ipea, 2017. Disponível em:
http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7718/1/td_2290.pdf. Acesso em: 14 jun. 2021.

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: 28 jul. 2020.

APÊNDICE A – Códigos em Python

Código correspondente ao tratamento dos dados. Disponível online em: https://github.com/walefmachado/seguro_rural_espacial/blob/main/scripts/seguro_rural_dados.py

Código correspondente aos gráficos, mapas e ACP e AEDE. Disponível online em: https://github.com/walefmachado/seguro_rural_espacial/blob/main/scripts/seguro_rural_cap2.py

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente trabalho foi analisar a evolução e a dinâmica espacial de variáveis do seguro rural nos municípios brasileiros entre 2006 e 2019. Além disso, buscou-se investigar a presença de padrões de distribuição espacial, por meio da autocorrelação espacial, bem como a existência de agrupamentos locais de distribuição espacial.

A análise possibilitou constatar resultados positivos na evolução do seguro rural no Brasil. O número de apólices contratadas tem um crescimento de cerca de 8,69 vezes seu valor inicial durante o período. Ademais, a área agrícola segurada no país praticamente dobrou entre os anos de 2019 e 2020, quando alcançou o maior valor, 13,7 milhões de hectares, que representa 20% da área total agrícola do país.

Devido à estrutura de correlação entre as variáveis de seguro rural foi possível utilizar os escores do primeiro componente principal como uma variável representativa das demais variáveis originais. Os escores do primeiro componente principal foram, em todos os anos, positivamente correlacionados com todas as variáveis originais. Além disso, em todos os anos analisados, a variância explicada acumulada pelo primeiro componente foi superior à 55,3%.

Os resultados da AEDE apontam que existe dependência espacial em todos os anos analisados. Ou seja, existem padrões de associação espacial estatisticamente significativos. Também foi possível identificar a presença de *clusters* espaciais significativos. Tal resultado é observado em todas as variáveis de seguro rural analisadas.

Em geral, identificou-se que as maiores concentrações de apólices de seguro rural estão situadas nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, no sul do Estado de São Paulo. Além disso, foi constatado que há um aumento na dependência espacial do seguro rural ao longo do período analisado. Ou seja, municípios que possuem uma maior adesão ao seguro rural tendem a ser geograficamente próximos de municípios que também têm maior número de apólices de seguro rural contratadas. Para mais, ressalta-se que, embora mantenham a concentração do número de apólices contratadas, número de apólices indenizadas, valores de subvenção, indenização e prêmio, atualmente há expansão da demanda por seguros agrícolas.

Apesar de os dados indicarem uma concentração geográfica da adesão ao sistema de seguro rural no Brasil, é necessário levar em consideração outros sistemas, como o Proagro e o programa Garantia Safra. É necessário, ainda, ressaltar que a adesão dos produtores deve ocorrer como uma resposta à percepção do risco das atividades agropecuárias, ou seja, o seguro deve difundir-se com base na compreensão dos riscos e das vantagens de sua contratação.

Por fim, este trabalho pode ser entendido como uma abordagem inicial, a partir da qual é possível se introduzir novos métodos estatísticos a fim de aprimorar os resultados. Dentre esses métodos, destaca-se a extensão das transições de Markov que possibilita uma análise mais abrangente dinâmica temporal de transição entre regimes espaciais.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, L. Os limites e as alternativas para o seguro rural no Brasil. **Revista Globo Rural**, 2017. Discussão em: <https://revistagloborural.globo.com/Noticias/Agricultura/noticia/2017/04/os-limites-e-alternativas-do-seguro-rural-no-brasil.html>. Acesso em: 15 nov. 2021
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas-SP: Alínea, 2012.
- ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Studies in Operational Regional Science, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 284p. 1988
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical analysis**, Ohio State University Press, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- BARROS, A. *et al.* Seguro Agrícola no Brasil: uma visão estratégica de sua importância para a economia brasileira. **MB Agro**, 2012.
- BLAZOLI, L.; RAMOS, P. D. S.; FRIAS, L. 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. 2020/Dez. 2020
- BRASIL. Conselho Nacional de Seguros Privados. **Resolução n.339**, de 2016. Brasília: CNSP, 2016a. Disponível em: https://www.abgf.gov.br/wp-content/uploads/2016/11/Resolucao-339_11maio2016_FESR.pdf. Acesso em: 26 jun 2021.
- BRASIL. Ministério da Fazenda. Superintendência de Seguros Privados. SUSEP, 2021. Disponível em: <http://www.susep.gov.br/menu/informacoes-ao-publico/planos-e-produtos/seguros/seguro-rural#>. Acesso em: 26 jun 2021
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório das indenizações pagas de 2006 a 2015**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2016.
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2016**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2017.
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2017**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2018.
- BRASIL. **Agropecuária Brasileira em Números**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2019a
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2018**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2019b.
- BRASIL. **Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural: Relatório de Resultado 2020**. Brasília, DF: Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), 2021a.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. (2021). **Atlas do seguro rural**. Disponível em: <http://indicadores.agricultura.gov.br/atlasdoseguro/index.htm>. Acesso em: 26 jun 2021b.

BURGO, M. N. **Caracterização espacial de riscos na agricultura e implicações para o desenvolvimento de instrumentos para seu gerenciamento**. Dissertação de Mestrado, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, ESALQ/USP, 2005.

CÂMARA, G. *et al.* Análise espacial e geoprocessamento. In: DRUCK, S. *et al.* (Ed.). **Análise espacial de dados geográficos**. 2. ed. Brasília: Embrapa, 2004. cap. 1, p. 21–52.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA) **PIB do Agronegócio Brasileiro**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em: 26 jun 2021.

CLIFF, A.D.; ORD, J. K. **Spatial processes: models and applications**. London: Pion, 1981.

DARMOFAL, D. Spatial Econometrics and Political Science. In **Annual Meeting of the Southern Political Science Association**. Atlanta, GA, USA: The Society for Political Methodology, 2006. Disponível em: <http://web.cenet.org.cn/upfile/103632.pdf>. Acesso em: 28 jul. 2020.

EVERITT, B.; HOTHORN, T. **An introduction to applied multivariate analysis with R**. Nova York: Springer-Verlag, 2011.

FERREIRA, D. F. **Estatística multivariada**. 2. ed. Lavras: Editora UFLA, 2011.

FERREIRA, A. L. C. J.; FERREIRA, L. da R. Experiências internacionais de seguro rural: as novas perspectivas de política agrícola para o Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 131-156, 2009.

FORNAZIER, A.; SOUZA, P. M.; PONCIANO, N. J. A importância do seguro rural na redução de riscos da agropecuária. **Revista de Estudos Sociais**, v. 14, n. 28, p. 39-52, 2012

GEMIGNANI, A. S. **Seguro rural**. Brasília, DF: Fundação Escola Nacional de Seguros, 2000

GETIS, A.; ORD, K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. **Geographical Analysis**, Ohio State University Press, v. 24, n. 3, p. 189–206, 1992.

GRIFFITH, D. A. The boundary value problem in spatial statistical analysis. **Journal of regional science**, v. 23, n. 3, p. 377-387, 1983.

Guia de Seguros Rurais 2020. Disponível em: <https://www.cnabrazil.org.br/documentos-tecnicos/guia-de-seguros-rurais-2020>. Acesso em: 5 nov. 2021.

GUIMARÃES, M. F.; NOGUEIRA, J. M.. A experiência norte-americana com o seguro agrícola: lições ao Brasil?. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 47, n. 1, p. 27-58, 2009.

HAINING, R. **Spatial data analysis: theory and practice**. Cambridge: Cambridge university press, 2003.

- HAIR, J. F. *et al.* **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009
- HUNTER, J. D. **Matplotlib**: A 2D graphics environment. **Computing In Science & Engineering**, v. 9, n. 3, p. 90-95, 2007
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro, v. 8, p.1-105, 2019.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Malha Municipal**. Disponível em: <https://ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/15774-malhas.html?=&t=o-que-e> Acesso em: 18 out. 2020.
- JENKS, G. Optimal data classification for choropleth maps. **Department of Geography, University of Kansas Occasional Paper**, 1977.
- JORDAHL, K. **GeoPandas**: Python tools for geographic data. 2014. Disponível em: github.com/geopandas/geopandas, Acesso em: 28 jul. 2020.
- JUPYTER. **Jupyter**: a computational environment. Disponível em: github.com/jupyter/notebook Acesso em: 18 jul. 2017.
- KLUYVER, T. *et al.* Jupyter Notebooks: a publishing format for reproducible computational workflows. **Positioning and Power in Academic Publishing: Players, Agents and Agendas**, p. 87–90, 2016.
- MACEDO, L. O. B.; PACHECO, A. B.; DO ESPÍRITO SANTO, E. S. A evolução do Programa de Subvenção do Prêmio do Seguro Rural: uma avaliação do período 2006-10. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 4, 2013.
- MAIA, G. B. S.; ROITMAN, F. B.; DE CONTI, B. M. Instrumentos de gestão do risco agrícola: o caso do Brasil. **Informativo Técnico SEAGRI**, Rio de Janeiro, n.1 , p. 1-16, jan. 2011.
- 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://conference.scipy.org/proceedings/scipy2010/mckinney.html>. Acesso em: 28 jul. 2020.
- MESSNER, S. F. *et al.* The spatial patterning of county homicide rates: An application of exploratory spatial data analysis. **Journal of Quantitative criminology**, Springer, v. 15, n. 4, p. 423-450, 1999.
- MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.
- ORD, J. K.; GETIS, A. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. **Geographical analysis**, Ohio State University Press, v. 27, n. 4, p. 286-306, 1995.
- OZAKI, V. A. Uma digressão sobre o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural e as implicações para o futuro deste mercado. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 48, n. 4, p. 495-514, 2010.
- OZAKI, V. A. Avanços no programa de seguro agrícola norte-americano: novos produtos, aumento da participação e dos subsídios. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 1, p. 23-48, 2006.

OZAKI, V. A. Análise espacial da produtividade agrícola no Estado do Paraná: implicações para o seguro agrícola. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 46, n. 3, p. 869-886, 2008.

PÉREZ, F.; GRANGER, B. E. IPython: a system for interactive scientific computing. **Computing in science & engineering**, v. 9, n. 3, p. 21-29, 2007.

PETERS, T. **The zen of python**. 2004. Disponível em: <https://www.python.org/dev/peps/pep-0020/>, Acesso em: 29 jun. 2021.2

PYTHON. **The Python programming language**. Disponível em: github.com/python/cpython Acesso em: 18 jul. 2017.

REY, S. J. Spatial empirics for economic growth and convergence. **Geographical Analysis**, Ohio State University Press, v. 33, n. 3, p. 196-214, 2001.

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

ROSSETTI, L. A. Zoneamento agrícola em aplicações de crédito e securidade rural no Brasil: aspectos atuariais e de política agrícola. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 9, n. 3, p. 386-399, 2001.

SAGAN, Carl. **Contact: a novel.**, New York: Simon & Schuster, 1985. 386p.

SANTOS, G. R.; SOUSA, A. G.; ALVARENGA, G. **Seguro agrícola no Brasil e o desenvolvimento do Programa de Subvenção ao Prêmio**. Brasília: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 1910). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1910.pdf Acesso em: 14 jun. 2021.

SANTOS, G. R.; SILVA, F. C. **Dez anos do Programa de Subvenção ao Prêmio de Seguro Agrícola**: proposta de índice técnico para análise do gasto público e ampliação do seguro. Rio de Janeiro: Ipea, 2017. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7718/1/td_2290.pdf. Acesso em: 14 jun. 2021.

SANTOS, W. G. dos; MARTINS, J. I. F. O Zoneamento Agrícola de Risco Climático e sua contribuição à agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 3, p. 73-94, dez. 2016

SILVA, J. A. da; TEIXEIRA, M. do S. G.; SANTOS, V. G. dos. Avaliação do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural–2005 a 2012. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 1, p. 105-118, 2014.

TYSZLER, M. **Econometria Espacial: Discutindo Medidas para a Matriz de Ponderação Espacial**. Dissertação de Mestrado, Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, EAESP/FGV, São Paulo, 2006.

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: 28 jul. 2020.