

Diversificação agrícola e seguro rural no Brasil: Uma análise espacial *Agricultural diversification and rural insurance in Brazil: A spatial analysis*

Autores: Mateus Pereira Lavorato, Pablo Miranda Guimarães

Filiação: Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP), Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ)

E-mail: mateus.lavorato@ufop.edu.br, pablomguima@ufrj.br

Grupo de Trabalho GT11. Elaboração e análise de políticas para a agropecuária

Resumo

Este estudo investiga a relação espacial entre diversificação produtiva e seguro rural no Brasil, analisando dados municipais de 2007, 2015 e 2023. Fundamentado na Teoria do Portfólio de Markowitz (1952) e utilizando Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), o trabalho aplica o Índice de Diversificação de Shannon para mensurar a diversidade agrícola e o Limite Máximo de Garantia (LMGA) para avaliar a adoção de seguro rural. Os resultados revelam autocorrelação espacial positiva (I de Moran global: 0,32-0,45), indicando clusters geográficos onde municípios vizinhos apresentam padrões semelhantes de alta/baixa diversificação e valor segurado. Contudo, não há relação sistemática forte entre as estratégias, sugerindo que produtores não as integram de forma coerente na gestão de riscos.

Palavras-chave: Seguro Rural, Diversificação Produtiva, AEDE

Abstract

This study investigates the spatial relationship between productive diversification and rural insurance in Brazil, analyzing municipal data from 2007, 2015, and 2023. Based on Markowitz's Portfolio Theory (1952) and employing Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA), the study uses the Shannon Diversity Index to measure agricultural diversification and the insurance liability to assess rural insurance adoption. The results reveal positive spatial autocorrelation (Global Moran's I : 0.32–0.45), indicating geographic clusters where neighboring municipalities exhibit similar patterns of high/low diversification and insured value. However, there is no strong systematic relationship between these strategies, suggesting that producers do not coherently integrate them into risk management.

Key words: Rural Insurance, Diversity Production, ESDA

1. Introdução

A agricultura depende diretamente de fatores climáticos e biológicos, os quais tornam incertos os resultados da atividade. A possibilidade de que elementos não controláveis pelo produtor rural – e.g., fatores climáticos, pragas e pestes – afetem negativamente os resultados da atividade dão origem ao chamado risco de produção. A utilização de ferramentas de gestão de riscos por parte dos produtores rurais busca mitigar o risco de produção e, com isso, minimizar a variabilidade dos resultados da atividade agrícola.

Dentre as ferramentas de gestão de riscos empregadas pelos produtores rurais para a mitigação do risco de produção, pode-se destacar a diversificação produtiva. A efetividade dessa estratégia passa diretamente pelo fato de que diferentes atividades produtivas possuem respostas diferentes a um mesmo evento adverso. Nesse sentido, a diversificação produtiva pode ser implementada tanto em termos espaciais (e.g., consorciação de culturas e integração lavoura-pecuária) quanto em termos temporais (e.g., rotação de culturas).

Apesar de auxiliar na mitigação do risco de produção, diminuindo a variabilidade dos resultados da atividade agrícola, a diversificação produtiva também está associada à diminuição do retorno esperado. Observa-se, assim, um *trade-off* entre risco e retorno. Conforme descrito por Markowitz (1952), indivíduos avessos ao risco estariam propensos a aceitar menores retornos se a exposição ao risco também for menor. Logo, o caso de um produtor rural que diversifica sua produção ilustra perfeitamente essa relação.

O custo econômico da diversificação produtiva, observado em termos da possível queda dos retornos esperados, não é compartilhado por outras ferramentas de gestão de risco. É possível destacar, nesse contexto, o caso do seguro rural. Ao contratar uma apólice de seguro rural, o produtor transfere à seguradora parte do risco associado à condução da atividade agrícola. Garante-se, deste modo, uma menor variabilidade de seus resultados sem comprometer o retorno esperado da atividade.

A diversificação produtiva e o seguro rural são usualmente vistos como estratégias substitutas de gestão de riscos. Em geral, a contratação do seguro rural diminui a necessidade de se diversificar a produção para proteção contra variações inesperadas de renda. Todavia, um produtor avesso ao risco poderia adotar o seguro mesmo com uma produção diversificada, utilizando essas ferramentas de gestão de riscos estratégias de modo complementar. Nota-se, com isso, certa ambiguidade na relação entre diversificação da produção agrícola e seguro rural.

A ambiguidade acerca da relação entre diversificação produtiva e seguro rural é sustentada pela heterogeneidade dos resultados encontrados na literatura. Por um lado, determinados estudos apontam para uma relação negativa entre o seguro rural e a diversificação produtiva (DI FALCO; CHAVAS, 2009; O'DONOGHUE et al., 2009; ENJOLRAS; SENTIS, 2011; DI FALCO et al., 2014). Por outro lado, existem pesquisas cujos resultados evidenciam uma relação positiva entre diversificação e seguro (ENJOLRAS; CAPITANIO; ADINOLFI, 2012; LEFEBVRE et al., 2014).

Indo além, percebe-se que até mesmo a maneira como se caracteriza a diversificação da agricultura apresenta influência sobre sua relação com o seguro rural. De fato, ao analisarem uma amostra de fruticultores da Suíça, Knapp et al. (2021) observaram que a diversificação financeira, a qual considera atividades conduzidas dentro (*on-farm*) e fora (*off-farm*) da propriedade, tem relação positiva com o seguro, ao passo que uma relação negativa foi constatada quando se considerou apenas a diversificação produtiva (atividades *on-farm*).

A análise da relação entre diversidade produtiva e seguro rural possui relevância tanto em termos ambientais quanto econômicos. Como a adoção do seguro rural possivelmente diminui a diversificação da produção, externalidades ambientais da atividade podem ser exacerbadas a partir da especialização produtiva (WEBER; KEY; O'DONOGHUE, 2015). Todavia, a escolha pelo seguro rural tende a ser economicamente mais eficiente, pois garante uma menor variabilidade dos resultados sem comprometer o retorno esperado (OZAKI, 2008).

Em países como o Brasil, onde o seguro rural é um dos pilares da política agrícola nacional e os problemas ambientais possuem cada vez mais destaque, a análise da relação entre diversificação produtiva e seguro rural se torna ainda mais relevante. Por um lado, o Governo Federal destinou mais de 1 bilhão de reais para a subvenção de apólices de seguro rural em 2022 (MAPA, 2023). Por outro lado, neste mesmo ano, o Brasil respondeu por 43% da perda de florestas primárias em todo o mundo (WEISSE; GOLDMAN; CARTER, 2023).

Ainda assim, salvo melhor juízo, não existem estudos sobre essa temática com foco no Brasil. Desta maneira, a presente pesquisa busca preencher essa lacuna, investigando a relação entre o seguro rural e a diversificação da produção agrícola no Brasil. Para tanto, são considerados dados do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A relação de interesse é investigada via Análise

Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), tomando os municípios brasileiros como objeto de análise.

2. Metodologia

2.1. Dados

Os dados utilizados na análise da relação entre o seguro rural e a diversificação produtiva foram extraídos, respectivamente, do Atlas do Seguro Rural e do inquérito anual Produção Agrícola Municipal, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os anos selecionados para análise dos 5563 municípios foram: 2007, 2015 e 2023. A escolha desses anos foi devido à busca pela observância da dinâmica temporal da Política de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR). Embora o PSR tenha iniciado de forma efetiva em 2006¹, a adesão inicial foi limitada, o que justificou a seleção de 2007 como primeiro ano desta análise. O ano de 2023 foi o último ano com dados disponíveis, e a inclusão de 2015 visou auxiliar na análise da evolução temporal do PSR, fornecendo assim uma perspectiva longitudinal.

Devido a questões de disponibilidade, os municípios foram considerados como unidade de análise, tendo em vista a impossibilidade de se obter informações de diversificação produtiva em nível de propriedade rural. Considerou-se, assim, cada um dos municípios como sendo uma propriedade representativa.

2.1.1. Diversificação Produtiva

Para o cálculo da diversificação produtiva, foi considerada a produção de culturas agrícolas temporárias e permanentes. A não consideração da produção proveniente de outras atividades conduzidas dentro das propriedades (e.g., pecuária, aquicultura e silvicultura) é justificada pelo fato de essas atividades responderem por valores irrisórios do orçamento do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), a fonte dos dados sobre o seguro rural. Devido à indisponibilidade de dados, também não foram consideradas atividades conduzidas fora da propriedade rural.

Os dados relacionados à produção de 75 culturas agrícolas temporárias e permanentes foram extraídos da Produção Agrícola Municipal (PAM). Foi considerado, para cada cultura analisada, o valor bruto da produção (VBP²), tendo em vista que diferentes unidades de medida são consideradas na PAM. Além disso, a não utilização da área plantada ou destinada à colheita se baseia no fato de algumas culturas (e.g., frutas) serem mais intensivas na utilização do fator terra do que outras (e.g., grãos).

De modo específico, a diversificação produtiva de cada município brasileiro em cada um dos anos analisados foi calculada a partir da utilização do Índice de Diversificação de Shannon (1948). Amplamente utilizado em estudos da área de Ecologia para quantificar a diversidade de espécies em uma comunidade, o Índice de Shannon, na presente análise, com base nas culturas agrícolas efetivamente produzidas em uma determinada localidade, indica o quão uniformemente essas culturas são distribuídas, ou seja, quantifica a diversidade produzida de uma localidade:

¹ Decreto nº 5.121/2004 instituindo o PSR, de forma que MAPA/BRASIL concede subsídio ao produtor para a contratação da apólice de seguro rural. O Programa teve início do ano de 2005, na forma de um projeto-piloto, sendo efetivado a partir do ano seguinte (BRASIL, 2023).

² Valor econômico gerado, antes da dedução de custos e impostos.

$$IDS_j = - \sum_{i=1}^R p_{ij} \cdot \ln(p_{ij}) \quad (1)$$

onde p_i é a proporção do valor da produção agrícola total relativa à cultura i no município j .

2.1.2. Seguro Rural

Conforme exposto anteriormente, os dados relacionados ao seguro rural foram extraídos do Atlas do Seguro Rural, uma plataforma que possibilita o acesso a informações e dados das apólices contratadas no âmbito do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR). Apesar de o PSR amparar as modalidades de seguro rural agrícola, pecuário, de florestas e aquícola, o primeiro grupo compreende aproximadamente 99% do orçamento anual do programa (MAPA, 2023). Nesse sentido, considerou-se aqui apenas as apólices de seguro rural agrícola.

Foi extraído do Atlas do Seguro Rural, para cada município, o valor total segurado por apólices de seguro rural agrícola para cada ano de análise. Tecnicamente conhecido como Limite Máximo de Garantia (LMGA), o valor total segurado indica o montante máximo que as seguradoras podem pagar como indenização (BRASIL, 2023). Ao se considerar o valor total segurado em detrimento do número de apólices de seguro contratadas, o estudo considera a intensidade da utilização do seguro (margem intensiva) em vez da mera consideração da presença/ausência do seguro (margem extensiva).

2.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) tem como objetivo visualizar e descrever como os dados se distribuem espacialmente, observar padrões associativos, identificar de observações atípicas, sugestionar regimes espaciais e outras formas de instabilidade espacial, bem como auxiliar na obtenção de estatísticas de autocorrelação espacial global e local (PEROBELLI et al.; 2007).

2.2.1. Autocorrelação Global

A estatística de I de Moran é uma medida de autocovariância na forma produto-cruzado que estabelece a medida de autocorrelação espacial. Almeida (2012) destaca que, matricialmente, a estatística pode ser dada como:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (2)$$

Sendo n o número de regiões, z a variável de interesse padronizada, W a matriz de peso espacial, Wz são os valores médios de z nas regiões adjacentes. $\sum \sum w_{ij}$ é a soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais W . Quando os elementos das linhas da matriz de peso espacial W somam 1, a primeira razão da Eq. 2 se iguala a 1.

A autocorrelação espacial positiva revela, no geral, um padrão de similaridade da variável de interesse (z), sendo a este circundado por altos valores em regiões adjacentes e/ou baixos valores de z tendem a estar circundados por baixos valores de Wz . De maneira oposta, uma indicação de autocorrelação espacial negativa revela padrões de dissimilaridade, onde altos valores se localizam próximos a baixos valores e vice-versa (ALMEIDA, 2012).

2.2.2. Autocorrelação Local

Segundo Anselin (1995), um indicador local de associação espacial (LISA) deve possuir, para cada observação, uma indicação de padrão espacial de similaridade (*cluster*) em torno da região. Adicionalmente, o somatório dos LISAs devem ser, para todas as regiões, proporcionais ao indicador de autocorrelação global.

A análise LISA, baseada na estatística de I de Moran, pode ser utilizada para mensurar a hipótese nula de ausência de associação local (PEROBELLI et al., 2007). Quando se estabelece a inserção de uma variável adicional, tornando-se a análise bivariada, o tratamento segue os mesmos princípios da análise global.

Em sua essência, a análise bivariada de Moran local busca capturar a relação entre o valor de uma variável localizada em i (z_i) e a média dos valores dos vizinhos para outra variável, isto é, a defasagem espacial ($\sum_j w_{ij}y_j$) (ANSELIN, 2019):

$$I_i^B = x_i \sum_j w_{ij}y_j \quad (3)$$

Assim como na Eq. 1, a operacionalização e interpretação torna-se mais fácil quando ambas as variáveis em questão estão padronizadas.

Anselin (2019) destaca que uma estatística LISA bivariada não leva em consideração a correlação entre duas variáveis na mesma região. Adicionalmente, a análise LISA bivariada é uma extensão da LISA univariada, como ênfase na relação espacial mútua entre dois tipos de eventos.

2.2.3. Matriz de Ponderação Espacial (W)

No presente estudo, a matriz de ponderação espacial se baseia na ideia de contiguidade, considerando regiões adjacentes, de modo que haja um cálculo utilizando a métrica baseada no grande círculo entre o centroide das regiões. Deste modo, foi estabelecido somente a análise das regiões contíguas diretas (ALMEIDA, 2012):

$$\begin{cases} w_{ij} = 0, \text{ se } i = j \\ w_{ij} = 1, \text{ se } d_{ij} \leq D_i \text{ e } w_{ij} = w_{ij} / \sum_j w_{ij} \\ w_{ij} = 0 \text{ se } d_{ij} > D_i \end{cases} \quad (4)$$

sendo d_{ij} a distância, medida pelo grande círculo, entre os centroides de i e j . D_i denota a distância máxima para considerar regiões vizinhas à região i .

3. Análise de Resultados

Antes de proceder à análise dos padrões de autocorrelação espacial é de grande valia avaliar a dinâmica temporal e espacial das variáveis-chaves aqui analisadas, o Índice de Diversidade de Shannon e o Valor Total Segurado. Essa análise preliminar fornece *insights* críticos sobre a heterogeneidade e tendências que podem contextualizar as interpretações posteriores.

Como pode ser observado na Figura 1, verifica-se um padrão espacial da diversificação produtiva entre os anos de análise. A média do IDS do Valor Bruto da Produção agrícola para

os municípios brasileiros teve uma diminuição de 7,5% entre 2007 e 2015 (de 1,255 para 1,154), mantendo-se estável em 2023. Essa queda da diversificação indica uma maior intensificação de monoculturas, indo ao encontro da dinâmica produtiva de determinadas regiões, sobretudo o Centro-Oeste. Regiões que em 2007 apresentavam uma certa diversificação produtiva também seguem a tendência de monocultura, como o caso do Tocantins e Maranhão, onde houve uma intensificação no cultivo de lavouras de milho, soja e algodão (BOLFE et al., 2016).

Ao estabelecer uma análise de Equabilidade³, os valores obtidos ($Eq_{2007} = 0,290$ e $Eq_{2015/2023} = 0,267$) mostram que distribuição média altamente desigual. Em outras palavras, observa-se um maior peso de poucas culturas sobre o Valor Bruto da Produção agrícola.

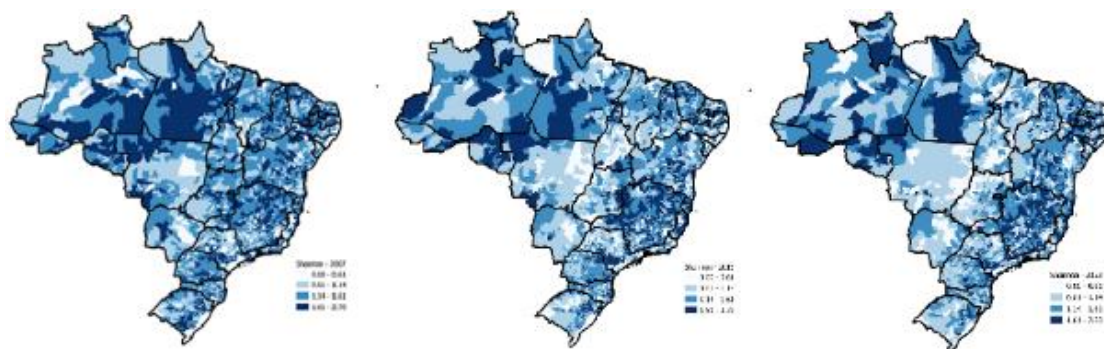


Figura 1. Índice de Diversificação de Shannon

Fonte: Resultados da pesquisa.

Adicionalmente, observa-se, na Figura 2, uma evolução do valor segurado entre aos anos de 2007 e 2023. Percebe-se um predomínio no Sul e Centro-Oeste. Para o primeiro ano, houve uma maior presença nos estados do Paraná, sul de Goiás e região central de Mato Grosso. Em 2015 observou-se uma expansão da garantia de apólice para o oeste da Bahia e Rio Grande do Sul e sul do Mato Grosso do Sul. Enquanto que em 2023 houve uma consolidação na região Sul e no Brasil Central, onde há um predomínio das lavouras de grãos.

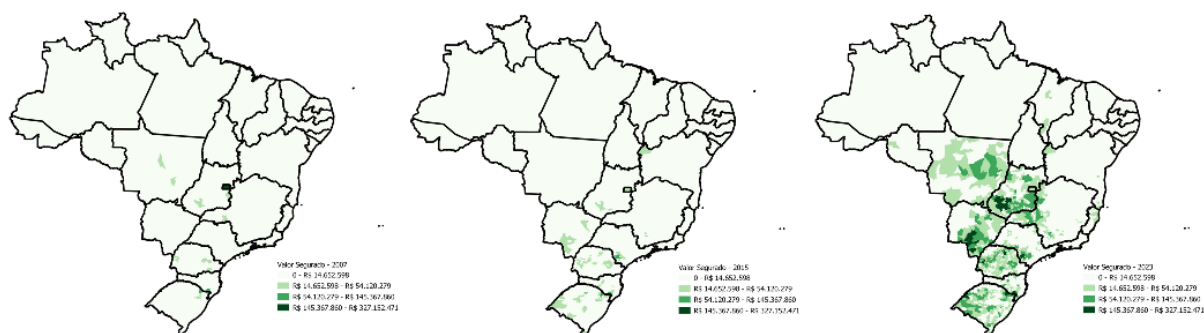


Figura 2. Valor Segurado (ou Limite máximo de Garantia de Apólice)

Fonte: Resultados da pesquisa.

A elevação do número de municípios que tiveram contratos de seguro rural pode ser observada na Tabela 1. Um aumento de cerca de 30% entre 2007 e 2015 e de 92% entre 2015 e 2023, destacando o impacto e relevância dessa política para a agricultura nacional.

³ Equabilidade = $\frac{IDS}{\ln(S)}$, sendo $S = 75$, o número de culturas em estudo.

Paralelamente, o número de apólices também aumentou, resultando em uma elevação do montante assegurado. A Tabela 1 apresenta ainda uma evolução do valor médio assegurado ao longo do tempo.

Embora a análise de concentre em anos distintos, a tendência de crescimento na contratação desse serviço evidencia o destaque que essa política tem assumido na agricultura nacional, bem como sua disseminação entre os produtores.

Tabela 1. Estatísticas dos Valores Segurados

Ano	N	Média	Desvio Padrão
2007	1278	R\$ 470.506,60	R\$ 3.564.941,00
2015	1658	R\$ 975.126,30	R\$ 4.115.700,00
2023	3182	R\$ 7.059.025,00	R\$ 19.900.00,00

Fonte: Elaboração própria.

3.1. Estatística I de Moran

Com o objetivo de examinar a distribuição espacial do Índice de Shannon (eq. 1) e do Valor Segurado, calculou-se o Índice de Moran univariado para as variáveis em questão nos três anos de análise, conforme apresentado na tabela 2

De posse das evidências estatísticas apresentadas na Tabela 2, é possível, para ambas as variáveis e para os distintos anos, rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial em um nível de significância de 0,001%. Foram usados dois tipos de matrizes de ponderação espacial binária com base na convenção rainha e torre. De modo a selecionar a matriz menos arbitrária, utilizou-se o procedimento de Baumont (2004), cujo objetivo é selecionar a matriz de ponderação espacial que apresente o maior valor significativo do *I* de Moran nos resíduos da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários. Baseado nesse preceito, selecionou-se a matriz Torre, por esta apresentar o maior *I* de Moran

Tabela 2. Indicador de Autocorrelação Espacial

Ano	Variável	Coeficiente	Média	DP	Z-Valor	P-Valor
2007	IDS	0,4657	0,00	0,0081	57,456	0,000
	Valor segurado	0,1628	0,00	0,0063	25,724	0,000
2015	IDS	0,4557	0,00	0,0080	56,681	0,000
	Valor segurado	0,4430	0,00	0,0080	55,551	0,000
2023	IDS	0,4458	0,00	0,0081	54,945	0,000
	Valor segurado	0,5429	0,00	0,0080	68.008	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ao se analisar o Índice de Shannon, percebe-se que os coeficientes obtidos foram altamente significativos, indicando uma autocorrelação espacial positiva. Essa evidência sugere uma concentração espacial do índice de diversificação produtiva, onde municípios com alta diversificação produtiva tendem a estar circundados por outros municípios também com alta diversificação. De forma análoga, municípios com baixa diversificação agrícola estão frequentemente rodeados por outros com baixa diversificação. A presença de autocorrelação espacial positiva é consistente com a formação de clusters espaciais, onde regiões com características produtivas semelhantes se agrupam geograficamente.

Ao se investigar o diagrama de dispersão de Moran, a versão local do *I* de Moran indica os clusters espaciais Alto-Alto (AA), Alto-Baixo (AB), Baixo-Alto (BA) e Baixo-Baixo (BB). Observa-se que nos dois primeiros anos de análise há uma formação de cluster Alto-Alto na região Norte, com destaque para o Pará e Amazonas, na região denominada Arco do Desmatamento. Contudo observa-se que em 2023 não mais se observa esse *cluster*. A diminuição da diversidade pode estar associada às questões antropogênicas e distúrbios naturais na região (CSILLIK et al., 2024). Concomitante à diminuição de cluster de similaridade Alto-Alto, observa-se o surgimento de cluster de similaridade Baixo-Baixo ao longo do bioma Cerrado, onde se concentram as lavouras de milho, soja e algodão.

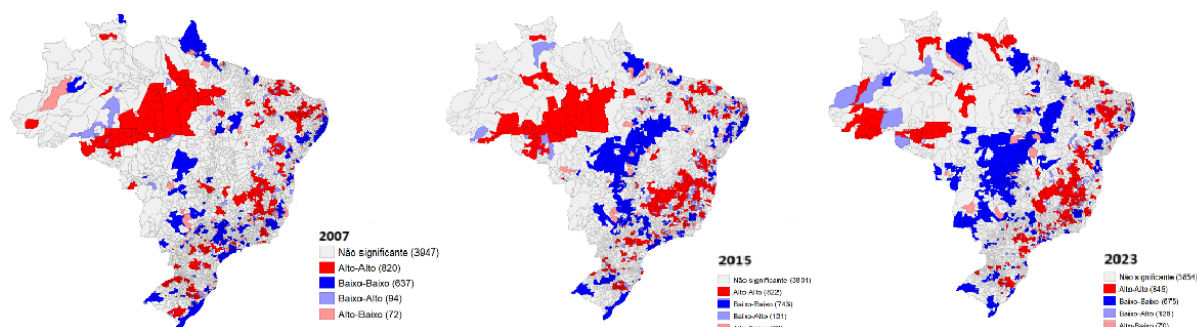


Figura 3. Análise de Cluster LISA, Índice de Diversificação de Shannon
Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto à análise de autocorrelação espacial do valor segurado, observa-se também coeficientes altamente significativos, indicando uma autocorrelação espacial positiva. Observa-se que o valor do coeficiente se elevou ao longo do tempo, evidenciando que um maior número de municípios com produtores contratantes do seguro rural possibilitou o estabelecimento de *clusters* regionais, conforme apresentado pelo *I* de Moran (Figura 4).

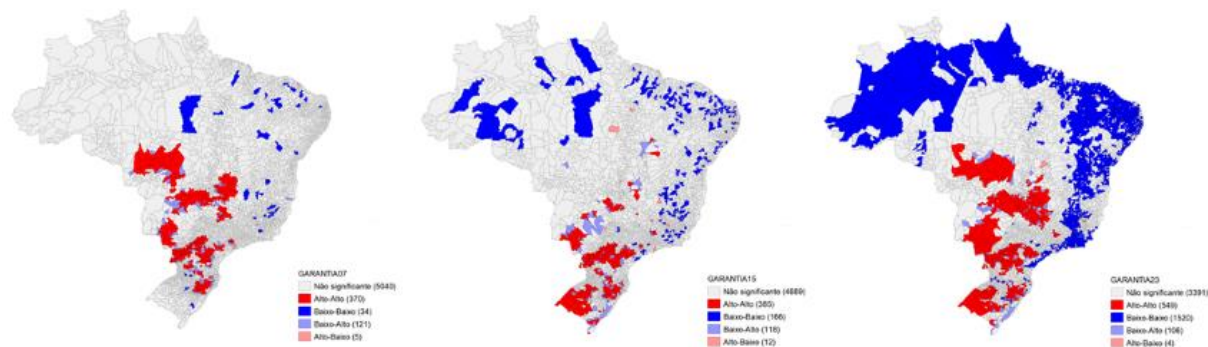


Figura 4. Análise de Cluster LISA, Valor Segurado
Fonte: Resultados da pesquisa.

A elevada concentração de seguro rural, via valor segurado, pode ser observada majoritariamente no Centro-Oeste, região Sul, Triângulo Mineiro e oeste de São Paulo. Tais resultados são corroborados pelos estudos de Biazoli e Ramos (2020) e Mendonça e Ramos (2023).

3.2. Análise de Dispersão de Moran Bivariado

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos a partir do cômputo do *I* de Moran bivariado entre a diversificação agrícola e a defasagem espacial do valor segurado. A análise foi realizada

para os 3 anos aqui considerados e, para todos esses períodos, rejeitou-se a hipótese nula de aleatoriedade espacial em um nível de significância de 5 %.

A relação de similaridade ou dissimilaridade entre a adoção do seguro rural e a diversidade produtiva, seguindo as premissas de Markovitz quanto à minimização do risco, podem estabelecer uma relação de substituição ou complementariedade entre essas estratégias de gestão de risco. Neste sentido, o cálculo I de Moran bivariado pode fornecer um indicador da dinâmica espacial dessas variáveis.

Conforme apresentado na Tabela 3, os valores do I de Moran apresentam significância estatística e autocorrelação negativa. O valor negativo indica que regiões com elevado nível de diversidade, tendem a estar rodeadas por regiões adjacentes com um baixo valor segurado. Todavia, os baixos valores do coeficiente, registrados para todos os anos analisados, apontam para uma fraca estrutura de dados, o que pode indicar uma aleatoriedade espacial dos dados, conforme apresentado nas Figuras 5 e 6.

Tabela 3. I de Moran Bivariado, Índice de Diversificação de Shannon *versus* wValor Segurado

Ano	I de Moran	Média	DP	Z-Valor	P-Valor
2007	-0.0171	0.00	0.0059	-2.9031	0.0040
2015	-0.0132	0.00	0.0059	-2.2647	0.0110
2023	-0.0889	0.00	0.0059	-15.1851	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 5 apresenta o diagrama de dispersão de Moran bivariado para cada um dos anos em análise, considerando o IDS e a defasagem espacial do valor segurado. Os diagramas apresentam uma concentração de dados ao redor de zero, de modo que a declividade (inclinação) da reta de regressão (β) seja pequena.

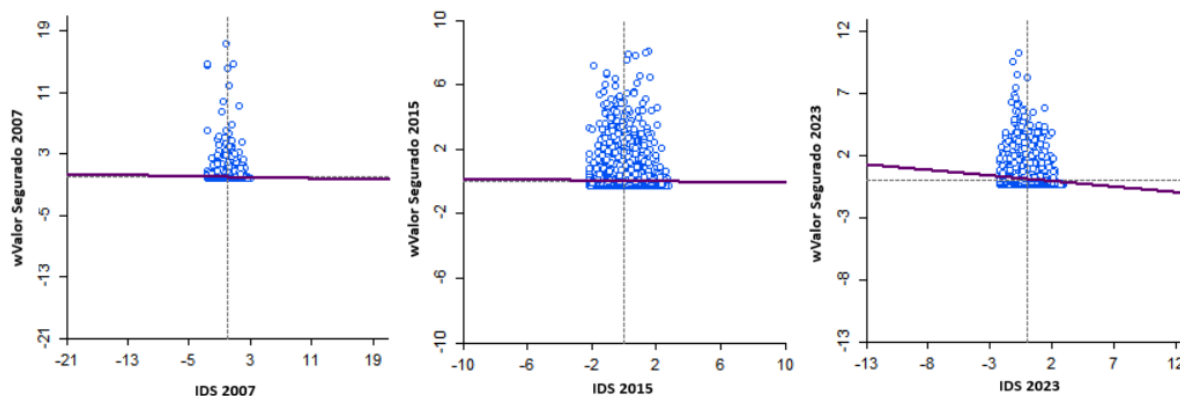


Figure 5. Diagrama de dispersão de Moran Bivariado

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dada a falta de um padrão bem estabelecido sobre como os agentes econômicos representativos tomam decisões em relação à mitigação de riscos por meio da adoção de diversificação produtiva e sua relação com o seguro rural, evidencia-se a não existência de uma racionalidade clara desses agentes econômicos na interação entre essas duas estratégias de gestão de riscos. A ausência de uma abordagem sistemática e coerente sugere que a interação entre diversificação produtiva e seguro rural não seja bem compreendida, o que pode limitar a eficácia na minimização de riscos na atividade agrícola.

4. Conclusão

Este estudo foi motivado pela necessidade de se identificar padrões de autocorrelação espacial entre a diversificação produtiva e a contratação de seguro rural, tomando a Teoria do Portfólio de Markowitz (1952) como fundamentação teórica. A aplicação dessa teoria permite analisar o comportamento do agente representativo quanto à adoção de tais estratégias de gestão de risco rural e as possíveis relações de complementariedade ou substitutibilidade entre elas.

Para tanto, foram empregadas ferramentas de análise exploratória de dados espaciais (AEDE). No primeiro momento, foi identificada a presença de uma autocorrelação espacial positiva, tanto para a diversificação produtiva quanto para o seguro rural. Isso indica uma presença de similaridade espacial entre as variáveis investigadas, sugerindo que regiões próximas tendem a apresentar padrões semelhantes em relação a essas estratégias de gestão de riscos.

Além disso, os resultados indicaram a ausência de um padrão forte de inter-relação entre as variáveis em questão, sugerindo que os agentes econômicos não consideram consistentemente as distintas estratégias na tomada de decisão produtiva. Essa falta de coerência na adoção de estratégias de gestão de riscos pode limitar a eficácia na minimização de riscos na agricultura. Portanto, este estudo contribui para a compreensão das dinâmicas espaciais envolvidas na gestão dos riscos agrícolas, destacando a necessidade de políticas e práticas que incentivem a integração dessas estratégias.

5. Referências Bibliográficas

- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial*. Campinas: Alínea, 2012.
- ANSELIN, L. *GeoDa workbook*. Global Spatial Autocorrelation (2) – Bivariate, Differential and EB, 2019.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- BIAZOLI, L.; RAMOS, P. S. A dependência espacial do seguro rural no Brasil. *Revista Brasileira de Risco e Seguro*. Rio de Janeiro, v. 15, n. 27, p. 65-82, 2020.
- BOLFE, E. L. et al. Matopiba em crescimento agrícola: Aspectos territoriais e socioeconômicos. *Revista de Política Agrícola*, v. 25, n. 4, p. 38-62, 2016.
- CSILLIK, O. et al. A large net carbon loss attributed to anthropogenic and natural disturbances in the Amazon Arc of Deforestation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 121, n. 33, p. e2310157121, 2024. <https://doi.org/10.1073/pnas.2310157121>.
- DI FALCO, S; CHAVAS, J. P. On crop biodiversity, risk exposure, and food security in the highlands of Ethiopia. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 91, n. 3, p. 599-611, 2009. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2009.01265.x>.
- DI FALCO, S.; ADINOLFI, F.; BOZZOLA, M.; CAPITANIO, F. Crop Insurance as a Strategy for Adapting to Climate Change. *Journal of Agricultural Economics*, v. 65, n. 2, p. 485-504, 2014. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12053>.
- ENJOLRAS, G; CAPITANIO, F; ADINOLFI, F. The demand for crop insurance: Combined approaches for France and Italy. *Agricultural Economics Review*, v. 13, n. 1, p. 5-22, 2012. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.253490>.
- ENJOLRAS, G.; SENTIS, P. Crop insurance policies and purchases in France. *Agricultural Economics*, n. 42, v. 4, p. 475-486, 2011. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2011.00535.x>.

- KNAPP, L.; WUEPPER, D.; DALHAUS, T.; FINGER, R. Revisiting the diversification and insurance relationship: Differences between on- and off-farm strategies. *Climate Risk Management*, v. 32, p. 100315, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.crm.2021.100315>.
- LEFEBVRE, M.; NIKOLOV, D.; GOMEZ-Y-PALOMA, S.; CHOPEVA, M. Determinants of insurance adoption among Bulgarian farmers. *Agricultural Finance Review*, v. 74, n. 3, p. 326-347, 2014. <https://doi.org/10.1108/AFR-05-2013-0022>.
- MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952. <https://doi.org/10.2307/2975974>.
- MENDONÇA, W. M.; RAMOS, P. S. Spatial autocorrelation analysis of multivariate rural insurance data. *Brazilian Journal of Biometrics*, v. 41, n. 4, p. 398-411, 2023. <https://doi.org/10.28951/bjb.v41i4.642>.
- MINISTÉRIO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA. *Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural - Relatório 2022*. Brasília: MAPA, 2023.
- O'DONOGHUE, E. J.; ROBERTS, M. J.; KEY, N. Did the Federal Crop Insurance Reform Act Alter Farm Enterprise Diversification? *Journal of Agricultural Economics*, v. 60, n. 1, p. 80-104, 2009. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2008.00166.x>.
- OZAKI, V. A. Em busca de um novo paradigma para o seguro rural no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 1, p. 97-119, 2008. <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100005>.
- PEROBELLI, F. S.; ALEMIDA, E. S. D.; ALVIM, M. I. D. S. A.; FERREIRA, P. G. C. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. *Nova Economia*, v. 17, n. 1, p. 65-91, 2007. <https://doi.org/10.1590/S0103-63512007000100003>.
- SHANNON, C. E. A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*, v. 27, n. 3, p. 379-423, 1948.
- WEISSE, M.; GOLDMAN, E.; CARTER, S. *Perda de florestas tropicais primárias aumenta no Brasil e no mundo em 2022*. São Paulo: WRI Brasil, 2023.