

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA - UNESP

Faculdade de Ciências e Tecnologia - Campus de Presidente Prudente

RYAN NOVAES PEREIRA

DINÂMICA ESPACIAL DA PRODUÇÃO AQUÍCOLA BRASILEIRA:

Um Estudo Espacial e Temporal

Presidente Prudente

2025

Ryan Novaes Pereira

DINÂMICA ESPACIAL DA PRODUÇÃO AQUÍCOLA BRASILEIRA:

Um Estudo Espacial e Temporal

Trabalho de Conclusão de Curso, apresentado à Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" (UNESP), Faculdade de Ciências e Tecnologia, Presidente Prudente, para obtenção do título de Bacharel em Estatística.

Orientador: Profº Dr. Edilson Ferreira Flores

Coorientador: Dr. Ricardo Firetti

Presidente Prudente

2025

P436d

Pereira, Ryan Novaes

Dinâmica espacial da produção aquícola brasileira : um estudo espacial e temporal / Ryan Novaes Pereira. -- Presidente Prudente, 2025

164 p. : il., tabs., mapas

Trabalho de conclusão de curso (Bacharelado - Estatística) - Universidade Estadual Paulista (UNESP), Faculdade de Ciências e Tecnologia, Presidente Prudente

Orientador: Edilson Ferreira Flores

Coorientador: Ricardo Firetti

1. piscicultura. 2. estatística espacial. 3. quociente locacional. 4. desigualdade regional. 5. sistemas locais de produção. I. Título.

IMPACTO POTENCIAL DESTA PESQUISA

Esta pesquisa apresenta impacto relevante ao combinar, em um único arcabouço, medidas globais de desigualdade, indicadores locais e estatísticas espaciais globais e locais, produzindo um diagnóstico territorial estatisticamente robusto da piscicultura brasileira. A proposta do Índice de Intensidade Aquícola introduz uma contribuição metodológica original, permitindo mensurar a inserção da atividade no sistema agropecuário regional de forma sintética e comparável, ampliando o ferramental para estudos de organização espacial de cadeias produtivas. O diagnóstico obtido tem implicações diretas para políticas públicas voltadas ao desenvolvimento regional, à alocação eficiente de investimentos e à gestão sustentável dos recursos hídricos. A identificação de polos consolidados, áreas emergentes e zonas estruturalmente periféricas oferece subsídios para estratégias de fomento mais equilibradas e territorialmente sensíveis. A evidência de autocorrelação espacial fornece ainda uma base técnica para intervenções que considerem efeitos de vizinhança e dinâmicas de aglomeração produtiva. O impacto educacional decorre do repositório público contendo todos os códigos e procedimentos analíticos, fortalecendo a formação em Estatística aplicada e ciência de dados espaciais. A adoção de métodos alinhados à literatura internacional, combinada à reprodutibilidade integral da análise, amplia o potencial de internacionalização e a utilização do arcabouço em outros países e setores agropecuários. Assim, o estudo contribui simultaneamente para o avanço metodológico, para o diagnóstico territorial aplicado e para o desenvolvimento sustentável do setor aquícola brasileiro.

POTENTIAL IMPACT OF THIS RESEARCH

This research generates meaningful impact by integrating global inequality measures, locational indicators, and both global and local spatial statistics within a single framework, producing a statistically robust territorial diagnosis of Brazilian aquaculture. The proposed Aquaculture Intensity Index represents an original methodological contribution, enabling a synthetic assessment of the sector's position within regional agricultural structures and expanding the analytical tools for studying spatial organization of production systems. The findings have direct implications for regional development policies, investment targeting and sustainable resource management, as the identification of consolidated hubs, emerging areas and structurally peripheral regions provides actionable evidence for territorially oriented strategies. The detected spatial autocorrelation offers a technical basis for interventions that consider neighbourhood effects and productive agglomeration dynamics. The educational impact is strengthened by the public repository containing all analytical code, supporting capacity-building in applied Statistics and spatial data science. The use of internationally recognized methods, coupled with full reproducibility, enhances the potential for internationalization and application of the framework in other countries or agricultural sectors, contributing simultaneously to methodological advancement and the sustainable development of the aquaculture sector.

RYAN NOVAES PEREIRA

DINÂMICA ESPACIAL DA PRODUÇÃO AQUÍCOLA BRASILEIRA:
Um Estudo Espacial e Temporal

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho"(UNESP), Faculdade de Ciências e Tecnologia, Presidente Prudente, para obtenção do título de Bacharel em Estatística.

Data de defesa: 28/11/2025

BANCA EXAMINADORA

Profº Dr. Edilson Ferreira Flores

Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" (UNESP), Faculdade de Ciências e Tecnologia, Câmpus de Presidente Prudente, Departamento de Estatística

Dr. Ricardo Firetti

Agência Paulista de Tecnologia dos Agronegócios (APTA), Departamento de Descentralização do Desenvolvimento, Unidade Regional de Pesquisa e Desenvolvimento – Presidente Prudente

Profº Dr. Sérgio Minoru Oikawa

Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" (UNESP), Faculdade de Ciências e Tecnologia, Câmpus de Presidente Prudente, Departamento de Estatística

Dedico este trabalho àqueles que me acompanham nesta jornada com sorrisos e ideias, e àqueles que, de alguma forma, me transformaram ao longo do caminho.

AGRADECIMENTOS

Agradeço profundamente aos meus familiares, e em especial à minha avó, por todo o apoio, amor e incentivo durante toda a minha trajetória acadêmica. Sem eles, esta conquista não seria possível.

Expresso minha gratidão aos professores que contribuíram para minha formação, com destaque ao Professor Sérgio Oikawa, por compartilhar seu amor pela Estatística à sua maneira, inspirando-me a aprofundar meus conhecimentos e despertar minha paixão pela pesquisa.

Agradeço também à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) pelo apoio financeiro concedido por meio do Processo nº 2023/16771-8, que tornou possível a realização desta pesquisa.

Por fim, sou grato a todos que, de alguma forma, contribuíram para a elaboração deste trabalho, direta ou indiretamente, oferecendo incentivo, orientação e inspiração ao longo desta caminhada.

“Contudo, estou contente de ter partilhado de seus perigos.”
(Tolkien, 1937, p. 308)

RESUMO

A piscicultura de água doce consolidou-se como um dos segmentos mais dinâmicos da produção de alimentos no Brasil, mas sua expansão ocorre de forma fortemente desigual no território. Este trabalho teve por objetivo caracterizar e analisar a dimensão territorial da produção de peixes de aquicultura nas microrregiões brasileiras entre 2013 e 2021, quantificando especialização, intensidade produtiva, concentração espacial e dependência entre regiões. Para isso, foram utilizados dados da Pesquisa da Pecuária Municipal (produção e valor da piscicultura) e das Contas Regionais (valor adicionado bruto da agropecuária), a partir dos quais se construíram indicadores locais clássicos, quociente locacional (LQ), índice de participação relativa (RPI), preço médio implícito, e um índice proposto de intensidade aquícola (AII), que relaciona a piscicultura ao valor adicionado agropecuário regional. A desigualdade espacial foi mensurada por índices de Gini, Theil, Atkinson, Gini ponderado e coeficiente de localização, complementados por curvas de Lorenz e análise de sensibilidade normativa. A dimensão espacial foi explorada por meio do Moran's I global, do índice General G de Getis-Ord e de seus análogos locais (LISA, G_i^* de Getis-Ord e estatística local de Geary), com matriz de contiguidade queen padronizada em linha. Os resultados evidenciam elevada e persistente concentração territorial do valor da produção aquícola e do AII, com poucos polos, notadamente no Oeste do Paraná, em Rondônia, na bacia do São Francisco e em partes do Nordeste, respondendo por parcela desproporcional da piscicultura nacional. Verificou-se desalinhamento relevante entre a distribuição da piscicultura e a do valor adicionado agropecuário, indicando que a atividade se apoia em bases produtivas específicas e não simplesmente “segue” a agropecuária tradicional. A presença de autocorrelação espacial positiva, embora moderada, confirmou a existência de clusters de alta e baixa intensidade, bem como zonas de transição territorial. Ao articular medidas globais de desigualdade, indicadores locais e estatísticas espaciais locais, o estudo oferece um diagnóstico estatisticamente robusto da organização territorial da piscicultura brasileira e um arcabouço metodológico replicável para outros setores agropecuários.

Palavras-Chave: piscicultura; estatística espacial; quociente locacional; desigualdade regional; sistemas locais de produção.

ABSTRACT

Freshwater aquaculture is one of the fastest-growing food production sectors in Brazil, yet its territorial expansion reveals pronounced spatial heterogeneity. This study characterizes and statistically analyzes the spatial organization of aquaculture production across Brazilian microregions from 2013 to 2021, quantifying specialization, production intensity, spatial inequality and interregional dependence. Using data from the Pesquisa da Pecuária Municipal (aquaculture production and value) and from the Regional Accounts (agricultural gross value added), we computed classical locational indicators such as the Location Quotient (LQ), the Relative Participation Index (RPI) and the implicit price, together with a proposed Aquaculture Intensity Index (AII) that relates aquaculture output to the regional agricultural value added. Spatial inequality was evaluated through Gini, Theil, Atkinson, weighted Gini and the Location Coefficient, complemented by Lorenz curves and sensitivity analyses. Spatial dependence was examined with the global Moran's I, the Getis-Ord General G and their local counterparts (LISA, G_i and Local Geary), using a queen contiguity matrix with row standardization. The results indicate a high and persistent spatial concentration of aquaculture value and AII, with a restricted group of microregional production poles concentrated mainly in Western Paraná, Rondônia, the São Francisco basin and selected areas of the Northeast. These poles account for a disproportionately large share of national output. The weak alignment between aquaculture indicators and agricultural GVA suggests that aquaculture responds to territorial dynamics that do not necessarily follow the broader agricultural structure. The presence of positive but moderate spatial autocorrelation confirms the existence of clusters of high and low production intensity, as well as transition areas. By integrating global measures of inequality, locational indicators and local spatial statistics, this study provides a statistically rigorous diagnosis of the territorial structure of Brazilian aquaculture and advances a methodological framework that is robust, replicable and suitable for broader applications within spatial agricultural analysis.

Keywords: aquaculture; spatial statistics; location quotient; regional inequality; local production systems.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1	Exemplo de malha regular e vizinhanças do tipo rook e queen.	46
Figura 2	Exemplo de seis regiões contíguas e grafo correspondente de vizinhança de primeira ordem (contiguidade rook).	48
Figura 3	Distribuição anual da produção aquícola, valor da produção e preço médio por microrregião, em escala original e logarítmica.	84
Figura 4	Correlação entre variáveis econômicas e indicadores locais da piscicultura.	86
Figura 5	Relação entre os índices de Gini e Atkinson para as variáveis econômicas analisadas, evidenciando a forte correlação entre as medidas de desigualdade.	102
Figura 6	Curvas de Lorenz agregadas para o valor da produção aquícola, o VAB agropecuário e o índice de intensidade aquícola, evidenciando os diferentes graus de concentração territorial.	103
Figura 7	Análise de sensibilidade do índice de Atkinson para o valor da produção aquícola, segundo diferentes valores do parâmetro ε (2021).	105
Figura 8	Distribuição do quociente locacional (LQ) das microrregiões com especialização em piscicultura ($LQ > 2$), Brasil, 2021. As linhas tracejadas indicam o limiar de especialização ($LQ = 2$) e o patamar de alta especialização ($LQ = 15$).	109
Figura 9	Dispersão entre o quociente locacional (LQ) e o índice de participação relativa (RPI) da piscicultura nas microrregiões brasileiras, 2021. Linhas tracejadas em $LQ = 15$ e $RPI = 2\%$ destacam microrregiões com forte especialização e/ou elevada contribuição para o valor nacional da piscicultura.	110
Figura 10	Tendência temporal do Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões selecionadas, exceto Itaparica – 2013–2021.	115
Figura 11	Tendência temporal do Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões selecionadas, incluindo Itaparica – 2013–2021.	116
Figura 12	Tendência temporal do Índice de Intensidade Aquícola (AII) para Jales (SP) e Paranaíba (MS) – 2013–2021.	117
Figura 13	Relação entre quociente locacional (LQ) e índice de participação relativa (RPI) com classificação das microrregiões em tipologias produtivas. Brasil, piscicultura em 2021.	119
Figura 14	Dispersão log–log entre quociente locacional (LQ) e índice de participação relativa (RPI) por tipologia produtiva. Brasil, piscicultura em 2013–2021.	120
Figura 15	Mapeamento LISA do Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões brasileiras, 2021.	127

Figura 16	Mapeamento LISA do Quociente Locacional (LQ) nas microrregiões brasileiras, 2021.	128
Figura 17	Mapeamento LISA do Índice de Participação Relativa (RPI) nas microrregiões brasileiras, 2021.	129
Figura 18	Mapeamento LISA do valor da produção aquícola nas microrregiões brasileiras, 2021.	130
Figura 19	Padrões locais de concentração do Índice de Intensidade Aquícola (AII) segundo a estatística Getis–Ord G_i^* (2021).	132
Figura 20	Padrões locais de concentração do Quociente Locacional (LQ) segundo a estatística Getis–Ord G_i^* (2021).	133
Figura 21	Padrões locais de concentração do Índice de Participação Relativa (RPI) segundo a estatística Getis–Ord G_i^* (2021).	135
Figura 22	Padrões locais de concentração do valor da produção aquícola segundo a estatística Getis–Ord G_i^* (2021).	136
Figura 23	Padrões locais da estatística de Geary para o Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões brasileiras, 2021.	137
Figura 24	Padrões locais da estatística de Geary para o Quociente Locacional (LQ) nas microrregiões brasileiras, 2021.	138
Figura 25	Padrões locais da estatística de Geary para o Índice de Participação Relativa (RPI) nas microrregiões brasileiras, 2021.	139
Figura 26	Padrões locais da estatística de Geary para o valor da produção aquícola nas microrregiões brasileiras, 2021.	140

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Microrregiões com ausência de informação de produção aquícola na base analisada.	78
Tabela 2 – Número de microrregiões com produção aquícola positiva por ano.	79
Tabela 3 – Estatísticas descritivas globais das variáveis econômicas (todas as microrregiões e anos, 2013–2021).	79
Tabela 4 – Estatísticas descritivas da produção aquícola total por microrregião (kg), 2013–2021.	80
Tabela 5 – Estatísticas descritivas do valor da produção aquícola por microrregião (mil R\$), 2013–2021.	81
Tabela 6 – Estatísticas descritivas do valor adicionado bruto da agropecuária por microrregião (mil R\$), 2013–2021.	82
Tabela 7 – Estatísticas descritivas do preço implícito por quilograma (R\$/kg), 2013–2021.	82
Tabela 8 – Top 15 microrregiões em produção total acumulada de peixes de aquicultura (kg), 2013–2021.	88
Tabela 9 – Top 15 microrregiões em valor total acumulado da produção de peixes de aquicultura (mil R\$), 2013–2021.	90
Tabela 10 – Top 15 microrregiões em preço médio implícito da produção de peixes de aquicultura (R\$/kg), 2013–2021.	91
Tabela 11 – Índice de Gini da distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola por microrregião, 2013–2021.	92
Tabela 12 – Índice de Theil da distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola por microrregião, 2013–2021.	94
Tabela 13 – Índice de Atkinson da distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola por microrregião, 2013–2021.	96
Tabela 14 – Índice de Gini ponderado e índice de concentração locacional da piscicultura em relação ao VAB agropecuário, 2013–2021.	98
Tabela 15 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Gini aplicado às variáveis econômicas (2013–2021).	99
Tabela 16 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Theil aplicado às variáveis econômicas (2013–2021).	100
Tabela 17 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Atkinson aplicado às variáveis econômicas (2013–2021).	101
Tabela 18 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Gini ponderado e do coeficiente de localização (2013–2021).	104
Tabela 19 – Microrregiões com Quociente Locacional maior que 2 – 2021	107

Tabela 20 – Microrregiões com maiores valores do Índice de Intensidade Aquícola (AII), 2021.	113
Tabela 21 – Microrregiões selecionadas e respectivos critérios de inclusão.	114
Tabela 22 – Tipologias produtivas com base no Quociente Locacional (LQ) e no Índice de Participação Relativa (RPI)	118
Tabela 23 – Resumo das tipologias produtivas da piscicultura segundo quociente locacional (LQ) e índice de participação relativa (RPI) – microrregiões brasileiras, 2021.	118
Tabela 24 – Resultados do Moran's I global para variáveis da piscicultura (microrregiões brasileiras, 2021).	121
Tabela 25 – Resultados do índice General G de Getis–Ord para variáveis da piscicultura (microrregiões brasileiras, 2021).	124

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	19
2	OBJETIVOS	21
2.1	Objetivo Geral	21
2.2	Objetivos específicos	21
3	JUSTIFICATIVA	23
4	REFERENCIAL TEÓRICO E ESTADO DA ARTE	25
4.1	Estatística regional e medidas locacionais	25
4.2	Clusters, arranjos produtivos locais e sistemas locais de produção	26
4.3	Estatística espacial e análise de dados espaciais	27
4.4	Análise multivariada e métodos de agrupamento em contexto espacial	28
4.5	Aquicultura e piscicultura no Brasil: contexto setorial da aplicação	29
5	MATERIAIS E MÉTODOS	31
5.1	Período de estudo e unidades territoriais	31
5.2	Variáveis da piscicultura aquícola	31
5.3	Variável econômica de referência	32
5.4	Indicadores sub-regionais de piscicultura e agropecuária	33
5.4.1	Notação básica	33
5.4.2	Índice de participação relativa da aquicultura (RPI)	33
5.4.3	Participação relativa da agropecuária (RPA)	34
5.4.4	Quociente locacional da aquicultura (LQ)	34
5.4.5	Preço médio implícito da produção de aquicultura (AP)	35
5.5	Índices globais de desigualdade	35
5.5.1	Índice de Gini (GI)	35
5.5.2	Índice de Theil (TI)	36
5.5.3	Índice de Atkinson (AI)	36
5.5.4	Coeficiente de localização (LC) e índice de Gini ajustado (WGI)	37
5.5.4.1	Coeficiente de localização (LC)	37
5.5.4.2	Índice de Gini ajustado (WGI)	37
5.6	Índice de Intensidade Aquícola (AII)	38
5.6.1	Motivação e lacuna em relação aos indicadores tradicionais	39
5.6.2	Formulação matemática	39
5.6.3	Fundamentação estatística e propriedades esperadas	40

5.6.4	Finalidade analítica do AII	41
5.6.5	Limitações e potenciais vieses	42
5.6.6	Comparação teórica com métodos formais consolidados	42
5.7	Estatística convencional e motivação para a análise espacial	43
5.8	Unidades espaciais e conceito geral de vizinhança	44
5.9	Estruturas de vizinhança e exemplos de matrizes de pesos espaciais	45
5.9.1	Contiguidade em malha regular: rook e queen	46
5.9.2	Exemplo com polígonos irregulares e matriz de pesos	47
5.10	Métricas de distância: Euclidiana e Manhattan	49
5.10.1	Distância Euclidiana	50
5.10.2	Distância de Manhattan	50
5.10.3	Uso de métricas de distância na construção de vizinhanças	51
5.11	Matrizes de pesos espaciais utilizadas no estudo	51
5.12	Técnicas globais de análise espacial	54
5.12.1	Medida global de autocorrelação espacial: índice de Moran	54
5.12.1.1	Motivação estatística e conceito de autocorrelação espacial	54
5.12.1.2	Notação e construção da estatística	54
5.12.1.3	Relação com correlação clássica	55
5.12.1.4	Hipótese nula, valor esperado e variância sob aleatorização	56
5.12.1.5	Interpretação estatística: sinal, magnitude e significância	57
5.12.1.6	Pertinência do uso do Moran global neste estudo	57
5.12.2	Estatística global de concentração alto–baixo: Getis–Ord General G	58
5.12.2.1	Motivação estatística e ideia central	58
5.12.2.2	Definição formal da estatística	59
5.12.3	Hipótese nula, aleatoriedade espacial e inferência	60
5.12.4	Comparação conceitual com o Moran global	61
5.12.4.1	Propriedades estatísticas e limitações	62
5.12.4.2	Pertinência do uso do General G neste estudo	62
5.13	Técnicas locais de análise espacial	63
5.13.1	Indicadores locais de associação espacial (LISA): Moran local univariado	64
5.13.1.1	Motivação estatística e ideia geral	64
5.13.1.2	Definição formal e decomposição do Moran global	64
5.13.1.3	Hipótese nula local e inferência por permutação	65
5.13.1.4	Classificação de padrões locais: clusters e outliers espaciais	66
5.13.1.5	Propriedades estatísticas e limitações	67
5.13.1.6	Pertinência do LISA univariado neste estudo	68
5.13.2	Estatística local de concentração alto–baixo: Getis–Ord G_i^*	68
5.13.2.1	Motivação estatística e ideia geral	68
5.13.2.2	Definição formal	69

5.13.2.3	Hipótese nula de aleatoriedade espacial e inferência	69
5.13.2.4	Propriedades estatísticas e limitações	71
5.13.2.5	Pertinência do uso do G _i neste estudo	72
5.13.3	Estatística Local de Geary	72
5.13.3.1	Propriedades e interpretação	73
5.13.3.2	Inferência e significância local	74
5.13.3.3	Comparação com o Local de Moran e papel na análise	75
5.14	Síntese do percurso metodológico	75
6	DESENVOLVIMENTO	77
6.1	Caracterização estatística das variáveis econômicas da piscicultura	77
6.1.1	Cobertura da base de dados e difusão territorial da piscicultura	78
6.1.2	Estatísticas descritivas globais 2013–2021	79
6.1.3	Evolução anual e distribuição das variáveis econômicas	80
6.1.4	Distribuição do valor da produção aquícola	81
6.1.5	Valor adicionado agropecuário e inserção relativa da piscicultura	81
6.1.6	Comportamento do preço implícito por quilograma	82
6.1.7	Síntese inicial	83
6.1.8	Distribuição anual das variáveis econômicas: evidências gráficas	83
6.1.9	Estrutura de correlação entre produção, valor, especialização e intensidade	85
6.1.10	Principais microrregiões produtoras de peixes de aquicultura	88
6.1.11	Principais microrregiões em valor total da produção aquícola	89
6.1.12	Microrregiões com maiores preços médios implícitos	90
6.2	Métricas gerais de desigualdade e concentração territorial	91
6.2.1	Índice de Gini da produção, do VAB agropecuário e da intensidade aquícola	92
6.2.2	Índice de Theil e desigualdade baseada em entropia	94
6.2.3	Índice de Atkinson e sensibilidade à cauda inferior	95
6.2.4	Índice de Gini ponderado e índice de concentração locacional	97
6.3	Métricas globais de desigualdade e concentração territorial	99
6.3.1	Índice de Gini: nível e estabilidade da desigualdade	99
6.3.2	Índices de Theil: sensibilidade às caudas e assimetrias extremas	100
6.3.3	Índice de Atkinson: interpretação normativa e perda de bem-estar	101
6.4	Curvas de Lorenz e comparação visual entre atividades	103
6.4.1	Gini ponderado e coeficiente de localização: desalinhamento em relação ao VAB agropecuário	104
6.4.2	Análise de sensibilidade do índice de Atkinson	105
6.5	Especialização locacional da piscicultura nas microrregiões brasileiras (2021)	106
6.6	Índice de Intensidade Aquícola (AII)	112

6.7	Comportamento temporal do índice de intensidade aquícola (AII) nas micror-regiões selecionadas	114
6.8	Classificação das microrregiões segundo especialização e escala produtiva .	117
6.9	Autocorrelação espacial global (Moran's I)	121
6.9.1	Relatórios de Autocorrelação Espacial	122
6.10	Índice General G de Getis–Ord	124
6.11	Padrões Espaciais de Intensidade, Especialização e Escala na Aquicultura Brasileira	126
6.11.1	LISA do Índice de Intensidade Aquícola (AII)	126
6.11.2	LISA do Quociente Locacional (LQ)	127
6.11.3	LISA do Índice de Participação Relativa (RPI)	128
6.11.4	LISA do valor da produção aquícola	129
6.12	Considerações estatísticas e implicações para os objetivos do estudo	130
6.13	Padrões de “hotspots” segundo o Getis–Ord G	131
6.13.1	Hotspots e coldspots do Índice de Intensidade Aquícola (AII)	132
6.13.2	Hotspots e coldspots do Quociente Locacional (LQ)	133
6.13.3	Hotspots e coldspots do Índice de Participação Relativa (RPI)	134
6.13.4	Hotspots e coldspots do valor da produção aquícola	135
6.14	Padrões de associação local com a estatística de Geary	136
7	RESULTADOS E DISCUSSÃO	141
7.1	Estrutura distributiva e desigualdade espacial da aquicultura	141
7.2	Especialização produtiva, intensidade aquícola e tipologias regionais	142
7.3	Dependência e associação espacial: Moran global, LISA, Getis–Ord G _i e Geary local	144
7.3.1	Autocorrelação global	144
7.3.2	LISA: clusters locais e outliers espaciais	145
7.3.3	Getis–Ord G_i: hotspots, coldspots e intensidade local	145
7.3.4	Geary local: heterogeneidade de vizinhança e transições espaciais	146
7.3.5	Síntese espacial e implicações	147
7.4	Considerações finais	147
8	CONCLUSÃO	149
	REFERÊNCIAS	151
	APÊNDICE A – CÓDIGOS E RELATÓRIOS DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL	154
A.1	Repositório de Códigos, Procedimentos e Rotinas Analíticas	154
A.2	Relatórios Complementares de Autocorrelação Espacial	154

1 INTRODUÇÃO

A aquicultura consolidou-se, nas últimas décadas, como um dos segmentos mais dinâmicos da produção de alimentos no mundo, tanto em termos de crescimento da oferta quanto de diversificação de espécies e sistemas de cultivo. No contexto global de aumento da demanda por proteínas de origem animal, restrições à expansão da pesca extrativa e intensificação de preocupações ambientais, a produção aquícola passou a desempenhar um papel estratégico na segurança alimentar, na geração de renda e na reorganização territorial das atividades agropecuárias (Valenti et al., 2021).

No Brasil, a aquicultura, em particular a piscicultura de água doce, vem ganhando relevância na pauta do agronegócio e na economia rural, articulando uma ampla gama de produtores, desde unidades familiares até empreendimentos empresariais de maior escala. A disponibilidade de recursos hídricos, a existência de reservatórios e açudes, a expansão de insumos específicos (como ração e genética) e a consolidação de canais de comercialização favoreceram a emergência de espaços regionais com forte presença da atividade. Essa expansão, entretanto, não se dá de forma homogênea no território: diferentes regiões apresentam graus distintos de inserção da piscicultura em suas estruturas produtivas, o que remete diretamente a questões de especialização, concentração e desigualdade territorial (Firetti et al., 2024).

A literatura sobre aquicultura no Brasil tem documentado, com razoável detalhamento, a evolução histórica da produção, os principais sistemas de cultivo, questões sanitárias e tecnológicas, bem como os desafios regulatórios e de infraestrutura. Em paralelo, estudos de recorte regional descrevem experiências específicas em determinadas bacias hidrográficas, estados ou polos produtivos, destacando potencialidades e gargalos locais (Brabo et al., 2016). No entanto, essas investigações, em geral, tratam a questão territorial de forma predominantemente descritiva, sem um tratamento sistemático da estrutura espacial da produção em escala nacional ou subnacional, nem da relevância econômica da piscicultura na composição da economia agrícola regional. Mesmo quando se avalia a participação da piscicultura em regiões especializadas, o enfoque recai frequentemente em comparações pontuais de participação no valor adicionado agropecuário, sem explorar de forma integrada a estrutura espacial mais ampla da atividade (Firetti et al., 2024).

Por outro lado, a área de Economia Regional e de desenvolvimento territorial acumulou um conjunto robusto de conceitos e instrumentos para analisar a distribuição espacial de atividades produtivas. Conceitos como concentração geográfica, especialização regional, aglomerações produtivas, *clusters*, arranjos produtivos locais (APLs) e sistemas locais de produção (SLPs) são acompanhados de métricas formais que permitem quantificar desigualdades espaciais, avaliar a importância relativa de determinados setores em diferentes regiões e identificar estruturas territoriais de produção com alguma coesão interna. Esses instrumentos, amplamente aplicados à indústria e a cadeias agroindustriais diversas, oferecem um arcabouço conceitual e quantitativo particularmente adequado para interpretar a organização territorial da aquicultura, ainda que essa

aplicação permaneça, em grande medida, potencial e pouco explorada (Cisz, 2013).

Do ponto de vista da Estatística, a análise territorial contemporânea requer ainda a incorporação explícita da dimensão espacial aos dados. A presença de autocorrelação espacial, a heterogeneidade entre unidades geográficas e a possibilidade de existência de conglomerados territoriais de alta ou baixa produção suscitam o uso de ferramentas específicas de estatística espacial e de análise multivariada. Essas ferramentas permitem, por exemplo, investigar agrupamentos de regiões com perfis produtivos semelhantes, explorar padrões de associação espacial em indicadores econômicos e produtivos e propor tipologias regionais que dialoguem com a ideia de sistemas locais de produção.

Apesar desse ferramental disponível, o diálogo entre a literatura de aquicultura e a de Economia Regional/estatística espacial permanece limitado quando o foco recai sobre a piscicultura aquícola no Brasil. Existem contribuições pontuais que avaliam a participação da piscicultura em determinadas regiões especializadas, ou que utilizam indicadores locais para setores específicos, mas ainda é raro encontrar estudos que: (i) quantifiquem de forma integrada especialização, concentração e significância econômica da piscicultura em diferentes recortes territoriais; (ii) incorporem explicitamente a estrutura de dependência espacial entre regiões; e (iii) utilizem técnicas multivariadas para caracterizar conjuntos relativamente homogêneos de áreas produtoras. Em outras palavras, falta um tratamento estatístico-regional abrangente que considere a piscicultura não apenas como um setor em expansão, mas como um fenômeno territorial, sujeito a padrões de aglomeração, desigualdade e associação espacial, à semelhança do que já se observa em estudos sobre sistemas locais de produção industriais e agroindustriais.

É nesse contexto que se insere o presente trabalho, desenvolvido no âmbito de um programa de Estatística. O trabalho parte da premissa de que a produção de peixes de aquicultura no Brasil pode ser analisada como um processo espacialmente estruturado, em que regiões diferem quanto à intensidade da atividade, ao grau de especialização relativa e à importância da piscicultura em suas economias agrícolas. Ao articular conceitos de Economia Regional, desenvolvimento territorial e sistemas locais de produção com métodos quantitativos próprios da Estatística, busca-se oferecer uma caracterização rigorosa da dimensão territorial da piscicultura, identificando padrões de concentração e de aglomeração e discutindo em que medida tais padrões podem ser interpretados como evidências de sistemas locais de produção aquícola.

A partir dessa perspectiva, os capítulos subsequentes apresentam, em primeiro lugar, os objetivos e a justificativa do estudo; em seguida, o referencial teórico e o estado da arte sobre Economia Regional, estatística espacial, sistemas locais de produção e aquicultura; e, posteriormente, os materiais e métodos empregados, os resultados obtidos e as discussões interpretativas, culminando nas conclusões e nas sugestões para pesquisas futuras.

2 OBJETIVOS

O presente trabalho tem como foco a análise territorial da produção de peixes de aquicultura no Brasil, com ênfase em como essa atividade se distribui no espaço, em que medida se torna especializada e concentrada em determinadas regiões e qual é a sua importância relativa nas economias agrícolas regionais. À luz desse contexto, definem-se a seguir o objetivo geral e os objetivos específicos do estudo.

2.1 OBJETIVO GERAL

Caracterizar e analisar a dimensão territorial da produção de peixes de aquicultura no Brasil, quantificando a importância relativa da atividade em diferentes regiões, avaliando padrões de especialização e concentração produtiva e investigando a existência de configurações espaciais que possam ser interpretadas como sistemas locais de produção aquícola.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Para alcançar o objetivo geral, estruturam-se os seguintes objetivos específicos:

1. **Construir indicadores territoriais da piscicultura aquícola**, a partir de bases de dados oficiais, de forma a mensurar a presença e a relevância da atividade em diferentes unidades espaciais no Brasil.
2. **Quantificar a especialização regional na produção de peixes de aquicultura**, comparando a participação da piscicultura na estrutura produtiva de cada região com uma estrutura de referência mais agregada, de modo a identificar áreas com forte vocação relativa para a atividade.
3. **Avaliar a concentração territorial da produção aquícola**, por meio de medidas sintéticas de desigualdade espacial, buscando evidenciar assimetrias na distribuição da atividade entre regiões e discutir a intensidade dessa concentração.
4. **Investigar a existência de dependência e associação espacial entre regiões produtoras**, utilizando medidas formais de autocorrelação espacial para identificar padrões de aglomeração territorial de alta e baixa presença ou relevância da piscicultura.
5. **Caracterizar perfis regionais de produção e importância econômica da piscicultura**, empregando técnicas de análise multivariada e de agrupamento para formar conjuntos relativamente homogêneos de unidades espaciais, em termos de indicadores produtivos e estruturais selecionados.

6. **Identificar e interpretar configurações que possam ser entendidas como sistemas locais de produção aquícola**, articulando os resultados empíricos com referenciais teóricos de economia regional, desenvolvimento territorial e aglomerações produtivas.
7. **Discutir implicações dos padrões territoriais encontrados para o planejamento e para políticas públicas relacionadas à aquicultura**, destacando oportunidades e desafios para o fortalecimento da piscicultura em diferentes contextos regionais.

3 JUSTIFICATIVA

A relevância deste trabalho pode ser discutida em três planos complementares: científico, metodológico e aplicado.

No plano científico, o estudo responde a uma lacuna clara na interface entre aquicultura, economia regional e Estatística. Como indicado na introdução, a literatura brasileira sobre aquicultura avança na descrição da trajetória da atividade, na caracterização de sistemas de cultivo e na discussão de gargalos tecnológicos, sanitários e regulatórios, mas ainda trata o espaço geográfico de forma fragmentada. Em geral, análises sobre piscicultura limitam-se a apresentar séries de produção por estados ou bacias hidrográficas, sem aprofundar a maneira como a atividade se concentra em certos recortes espaciais, nem como se insere na estrutura produtiva local em comparação a outras atividades agropecuárias. Mesmo estudos que avaliam a participação da piscicultura no valor adicionado da agropecuária em áreas especializadas ainda trabalham com recortes limitados e não exploram, de forma articulada, questões de especialização, concentração e associação espacial. Assim, há espaço para um tratamento mais sistemático que considere a piscicultura como fenômeno espacialmente estruturado e examine, com maior rigor, a forma como essa atividade se distribui e se destaca em diferentes contextos.

No plano metodológico, a contribuição está na articulação de abordagens que costumam aparecer separadamente na literatura. Por um lado, a economia regional dispõe de indicadores consolidados para avaliar especialização setorial, desigualdade espacial e presença de aglomerados produtivos; por outro, a estatística espacial oferece instrumentos para captar dependência entre áreas vizinhas e identificar agrupamentos espaciais; além disso, a análise multivariada permite sintetizar várias dimensões em perfis de áreas relativamente homogêneos. O que se propõe aqui é combinar esses três eixos em um encadeamento único: partir de indicadores que mensurem a importância relativa da piscicultura em cada unidade geográfica, examinar a existência de padrões espaciais nesses indicadores e, em seguida, utilizar técnicas multivariadas para agrupar áreas segundo perfis produtivos e econômicos. Sem antecipar detalhes técnicos, essa combinação busca mostrar, em um caso concreto, como diferentes ferramentas estatísticas podem ser integradas para produzir uma leitura mais completa da organização espacial de uma atividade econômica específica.

No plano aplicado, os resultados têm potencial para subsidiar decisões de planejamento e de formulação de políticas públicas relacionadas à aquicultura e ao desenvolvimento rural. A identificação de áreas com forte presença e especialização em piscicultura, associada a evidências de aglomeração e à avaliação da importância econômica da atividade nas economias locais, pode apoiar, por exemplo: a definição de regiões prioritárias para programas de fomento à aquicultura continental; o direcionamento de investimentos em infraestrutura logística, armazenagem e processamento de pescado; o desenho de ações de assistência técnica e extensão rural voltadas a núcleos produtivos já consolidados ou emergentes; e a elaboração de estratégias de ordenamento

do uso de reservatórios e corpos d'água em que a piscicultura é relevante. Em síntese, ao oferecer um retrato estatisticamente fundamentado da distribuição espacial da piscicultura aquícola, o trabalho contribui para qualificar o debate sobre onde, como e em que medida a atividade pode ser estimulada ou melhor apoiada.

Por fim, há uma justificativa de natureza formativa, alinhada ao escopo de um programa de Estatística. Ao tomar a piscicultura aquícola no Brasil como objeto e tratá-la com um olhar explicitamente estatístico, que envolve formular problemas, construir indicadores, selecionar métodos adequados e interpretar resultados com rigor, o projeto exemplifica como a Estatística pode iluminar questões concretas de organização espacial de atividades econômicas. Nesse sentido, o trabalho não apenas produz evidências sobre a distribuição da piscicultura, mas também reafirma a Estatística como instrumento central para compreender e orientar processos de desenvolvimento.

4 REFERENCIAL TEÓRICO E ESTADO DA ARTE

O referencial teórico deste projeto tem por objetivo estabelecer a base conceitual e estatística que orienta a análise territorial da produção de peixes de aquicultura no Brasil. Em vez de partir apenas de abordagens descritivas de caráter setorial, o capítulo organiza-se em torno dos principais instrumentos da Estatística aplicados a dados regionais e espaciais, articulando-os com a literatura sobre organização produtiva no território e com o contexto específico da aquicultura.

Inicialmente, são apresentados conceitos e medidas de estatística regional, com ênfase em indicadores de especialização e de desigualdade espacial que permitem quantificar como uma atividade se distribui entre unidades geográficas em comparação a uma estrutura de referência. Em seguida, discute-se o quadro teórico de clusters, arranjos produtivos locais e sistemas locais de produção, que fornece a moldura interpretativa para a leitura de aglomerações identificadas empiricamente.

Na sequência, desenvolve-se a fundamentação em estatística espacial e em análise multivariada e de agrupamento, que sustenta o tratamento formal da dependência espacial e a identificação de perfis regionais. Por fim, apresenta-se o estado da arte da aquicultura e da piscicultura no Brasil, apenas na medida necessária para situar o setor como campo de aplicação do aparato estatístico adotado.

4.1 ESTATÍSTICA REGIONAL E MEDIDAS LOCACIONAIS

Esta subseção estabelece a base conceitual em estatística regional que orienta a construção de indicadores de especialização e concentração utilizados neste projeto.

No estudo da organização espacial de atividades econômicas, estatística regional pode ser entendida como o uso sistemático de medidas derivadas de proporções, razões e funções de distribuição para descrever como uma variável se reparte entre unidades espaciais, em comparação com uma referência agregada. A literatura clássica de economia regional, desde os trabalhos pioneiros de Isard e colaboradores, formaliza essa perspectiva com instrumentos que, do ponto de vista estatístico, nada mais são do que funções de distribuições discretas em corte territorial.

Um primeiro grupo de instrumentos reúne as medidas de especialização, como quocientes locais e índices de estrutura relativa. Ainda que tenham sido popularizados por autores da economia regional, esses indicadores têm natureza estatística simples: tratam-se de razões entre participações, que comparam a contribuição de um setor em uma unidade espacial com a sua contribuição em um agregado de referência. Em termos formais, são invariantes a mudanças de escala, permitem identificar desvios estruturais em relação a uma “média” e podem ser interpretados como estimativas pontuais de sobre-representação ou sub-representação da atividade em cada região.

Um segundo conjunto de medidas trata da desigualdade na distribuição espacial de uma variável, para o qual se aproveitam extensões espaciais de índices originalmente formulados para estudar distribuição de renda. O índice de Gini, por exemplo, pode ser reformulado como função da distribuição discreta de participações regionais, quantificando o quanto a configuração observada se afasta da igualdade perfeita.

Índices do tipo Theil e Atkinson são utilizados de maneira análoga, preservando propriedades fundamentais como monotonicidade, decomposição entre grupos e sensibilidade diferenciada a extremos da distribuição. Extensões como o “Gini locacional” adaptam essas ideias para comparar a distribuição espacial de um setor específico com uma estrutura de referência, mantendo a lógica de medidas de concentração baseadas em funções de distribuição.

Do ponto de vista da Estatística, o interesse não se limita ao valor numérico dos índices, mas também às suas propriedades formais e à forma como podem ser utilizados em comparações: sensibilidade a mudanças marginais em regiões grandes versus pequenas, comportamento sob agregação espacial, possibilidade de decompor a desigualdade total em componentes “dentro” e “entre” grupos de regiões, entre outros aspectos. Tais propriedades justificam a escolha de determinados índices em detrimento de outros, dependendo da ênfase analítica, por exemplo, dar mais peso a territórios extremamente dominantes ou a regiões marginalizadas.

A combinação desses instrumentos, em conjunto, fornece a base estatística para a parte do projeto dedicada a quantificar especialização e concentração da piscicultura em diferentes recortes espaciais. Em lugar de tratar o mapa como uma simples listagem de valores por região, a abordagem apoia-se em medidas que sintetizam, de forma rigorosa, o quanto determinada área se afasta da estrutura de referência e em que medida a atividade se concentra em poucas unidades.

4.2 CLUSTERS, ARRANJOS PRODUTIVOS LOCAIS E SISTEMAS LOCAIS DE PRODUÇÃO

Esta subseção fornece o enquadramento conceitual que conecta os indicadores de estatística regional com a ideia de aglomerações produtivas e sistemas locais de produção, fundamentais para interpretar os resultados deste projeto.

A literatura sobre clusters, distritos industriais e arranjos produtivos locais parte da observação de que, em muitos casos, a concentração setorial em certos territórios não é apenas um fenômeno de frequência, mas está associada a formas específicas de coordenação, cooperação e competição entre agentes. Autores que investigam clusters industriais destacam que a proximidade espacial de empresas, fornecedores, instituições de apoio e mão de obra especializada pode gerar economias externas e ganhos de eficiência coletiva que não são explicáveis apenas pela escala individual das firmas.

No contexto brasileiro, essa discussão foi incorporada nos conceitos de arranjos produtivos locais (APLs) e sistemas locais de produção (SLPs), frequentemente definidos a partir de dois eixos: (i) a evidência empírica de concentração setorial em um recorte subnacional (microrre-

giões, conjuntos de municípios); e (ii) a existência de algum grau de articulação entre empresas, instituições e atores locais. O primeiro eixo é, essencialmente, estatístico: utiliza medidas de especialização e de concentração espacial para identificar atividades “fortemente presentes” em determinadas áreas. O segundo se apoia mais em análises qualitativas de governança, estruturas de coordenação e trajetória histórica dos arranjos.

Para este projeto, interessa sobretudo essa ponte entre o eixo estatístico e o interpretativo. Ao empregar medidas locacionais e índices de concentração, não se pretende esgotar a discussão sobre APLs ou SLPs, mas sim delinear, com base em evidências quantitativas, situações em que a piscicultura aquícola se destaca em determinados territórios. Em um segundo momento, tais situações podem ser lidas à luz da literatura de sistemas locais, permitindo discutir em que medida os padrões observados se assemelham a configurações que a literatura identifica como sistemas produtivos locais consolidados, emergentes ou incipientes. Assim, os conceitos de clusters, APLs e SLPs funcionam aqui como moldura interpretativa para os resultados obtidos a partir das estatísticas regionais.

4.3 ESTATÍSTICA ESPACIAL E ANÁLISE DE DADOS ESPACIAIS

Esta subseção constitui a base conceitual para o tratamento explícito da dependência espacial entre regiões, por meio de medidas de autocorrelação e de análise exploratória de dados espaciais, aplicadas posteriormente à piscicultura aquícola.

Em problemas em que as observações estão associadas a unidades geográficas, a hipótese de independência entre unidades raramente é plausível. Moran, Geary e outros autores mostraram, já na primeira metade do século XX, que a dependência espacial, isto é, a **correlação entre valores observados em locais próximos**, pode ser formalizada por meio de estatísticas que combinam valores padronizados com uma matriz de pesos que codifica a noção de vizinhança. Em essência, a autocorrelação espacial descreve o grau em que áreas com valores elevados (ou baixos) tendem a estar próximas de outras áreas com valores de magnitude semelhante.

Estatísticas globais, como a forma clássica de Moran, podem ser interpretadas como coeficientes de correlação entre a variável de interesse e sua “lag espacial” (uma média ponderada dos valores vizinhos). Sob hipóteses nulas de aleatoriedade espacial, é possível obter momentos teóricos ou empíricos dessa estatística, o que permite construir testes formais de presença de autocorrelação. Essa fundamentação é essencial em um projeto de Estatística, pois garante que a identificação de “padrões espaciais” não se baseie apenas em inspeção visual de mapas, mas em critérios probabilísticos explícitos.

Ao lado das medidas globais, desenvolveu-se o conceito de indicadores locais de associação espacial, que decompõem a autocorrelação global em contribuições atribuídas a cada unidade. Esses indicadores, introduzidos de forma sistemática por Anselin, permitem identificar explicitamente regiões com padrões alto-alto, baixo-baixo, alto-baixo ou baixo-alto em relação à vizinhança, compondo os conhecidos mapas de clusters e de outliers espaciais. Do ponto de

vista estatístico, cada indicador local é uma estatística de teste associada a uma unidade espacial, com distribuição nula obtida tipicamente via permutação condicional. Isso traz à tona questões clássicas de Estatística, como controle de erro tipo I em múltiplos testes e interpretação de significância local em presença de dependência entre unidades.

A definição da matriz de pesos espaciais é outro ponto de fundamentação. Diferentes especificações, **contiguidade de fronteira**, **k vizinhos mais próximos**, **limiares de distância**, **funções kernel**, correspondem a diferentes hipóteses sobre o alcance e a intensidade da interação espacial. Do ponto de vista formal, exige-se que essa matriz possua propriedades adequadas (como não negatividade e estrutura esparsa) e que seja coerente com o problema substantivo. Para esta projeto, a escolha e a discussão dessas estruturas de vizinhança são parte do enquadramento teórico, enquanto os detalhes operacionais são reservados à seção de métodos.

Em conjunto, autocorrelação espacial global e local, análise exploratória de dados espaciais e especificação de pesos espaciais constituem o núcleo da base teórica em estatística espacial utilizada neste projeto. É sobre esse núcleo que se apoiará a análise da estrutura espacial da piscicultura aquícola, tanto para testar a existência de dependência espacial quanto para localizar padrões de aglomeração relevantes.

4.4 ANÁLISE MULTIVARIADA E MÉTODOS DE AGRUPAMENTO EM CONTEXTO ESPACIAL

Esta subseção apresenta o suporte conceitual em análise multivariada e clusterização que será utilizado para sintetizar indicadores e identificar perfis regionais de piscicultura.

A análise multivariada parte da ideia de que, em muitos problemas, o interesse recai sobre o comportamento conjunto de um vetor de variáveis, e não sobre cada componente isoladamente. Métodos como análise de componentes principais (PCA) e análise fatorial exploratória são formulados a partir de decomposições espectrais de matrizes de covariância ou correlação, e têm propriedades bem estabelecidas: os componentes principais são combinações lineares ortogonais que maximizam a variância explicada em ordem decrescente; a solução é invariante a rotações ortogonais sob certas condições; e há interpretações geométricas claras em termos de projeções em subespaços de menor dimensão. Em aplicações regionais, esses métodos permitem condensar múltiplos indicadores (produtivos, econômicos, sociais) em poucos eixos interpretáveis, reduzindo dimensionalidade sem perder a estrutura essencial da variabilidade.

Os métodos de agrupamento (clusterização) complementam essa abordagem ao buscar partições do conjunto de unidades em grupos internamente homogêneos e externamente diferenciados. Algoritmos como k-médias, métodos hierárquicos aglomerativos (por exemplo, Ward) e técnicas baseadas em densidade ou gráficos podem ser vistos como procedimentos que otimizam funções de heterogeneidade intragrupo ou de separação entre grupos em espaços de dimensão possivelmente reduzida. A teoria da clusterização enfatiza aspectos como: sensibilidade à escala e à correlação entre variáveis; dependência de escolhas iniciais; existência de soluções locais; e utili-

zação de critérios de validação interna (índices de silhueta, medidas de compactação/separação) e externa (comparação com partições de referência).

Quando se introduz a dimensão espacial, a questão passa a ser como incorporar a localização na definição dos grupos. Uma estratégia é “pós-geográfica”: realiza-se a clusterização com base em variáveis substantivas e, em seguida, examina-se se os grupos têm coerência espacial. Outra estratégia introduz a vizinhança diretamente no processo, seja impondo restrições de contiguidade na formação de clusters, seja incorporando a matriz de pesos espaciais na função de otimização. Métodos de clusterização espacialmente restrita, discutidos em literatura recente de ciência de dados espaciais, são exemplos dessa segunda via.

No presente projeto, a análise multivariada e a clusterização desempenham papel de síntese e classificação. Em vez de interpretar isoladamente cada indicador de piscicultura, busca-se identificar perfis regionais que combinem produção, relevância econômica e possivelmente outras variáveis associadas. O suporte teórico desses métodos garante que as soluções obtidas não sejam meras segmentações ad hoc, mas partições com propriedades estatísticas controladas, passíveis de avaliação em termos de variância explicada, estabilidade e coerência com a estrutura espacial discutida na subseção anterior.

4.5 AQUICULTURA E PISCICULTURA NO BRASIL: CONTEXTO SETORIAL DA APLICAÇÃO

Esta subseção delimita o contexto setorial específico, **a aquicultura, com foco na piscicultura de água doce**, sobre o qual o aparato estatístico desenvolvido nas subseções anteriores será aplicado.

A literatura setorial sobre aquicultura no Brasil mostra que a atividade, em especial a piscicultura de água doce, vem ampliando sua participação na oferta de pescado e se consolidando como componente importante do agronegócio. Estudos de síntese descrevem a trajetória recente de expansão, destacando a relevância de espécies cultivadas, a diversificação de sistemas de produção e a crescente integração com cadeias agroindustriais e mercados interno e externo. Esses trabalhos apontam, de forma consistente, que o país dispõe de condições naturais favoráveis, **como abundância de recursos hídricos e diversidade de ambientes**, mas enfrenta entraves associados a questões regulatórias, sanitárias, tecnológicas e de infraestrutura.

Análises de caráter mais aplicado, elaboradas por órgãos de fomento e pesquisa, detalham a organização da cadeia produtiva da aquicultura, discutindo a articulação entre fornecedores de insumos (ração, alevinos, equipamentos), produtores, agroindústrias de processamento e canais de comercialização. Esses estudos geralmente evidenciam que a piscicultura não se distribui de forma uniforme, mas se concentra em determinados estados, bacias hidrográficas ou áreas de reservatórios, sugerindo uma dimensão espacial relevante. Contudo, a maior parte dessas contribuições utiliza mapas e tabelas por grandes regiões ou unidades federativas, sem explorar sistematicamente indicadores de especialização, concentração ou associação espacial.

Em escala subnacional, há trabalhos que examinam a produção de pescado em estados ou regiões específicas, relacionando variações na atividade a fatores como disponibilidade de água, acesso a mercados e políticas de incentivo. Em alguns casos, são utilizados indicadores que aproximam a participação da piscicultura na economia agropecuária regional, o que já aponta para uma preocupação com a relevância relativa da atividade. Ainda assim, esses estudos permanecem restritos a recortes específicos e não combinam, de maneira integrada, o conjunto de ferramentas estatísticas discutido nas subseções anteriores.

Dessa forma, o papel desta subseção é claramente contextual: ela situa a piscicultura aquícola como objeto empírico de interesse, delineando as principais características do setor e indicando evidências de heterogeneidade espacial. A contribuição central do projeto, porém, não está em ampliar a descrição setorial, e sim em aplicar, ao conjunto de dados da piscicultura, a base conceitual de estatística regional, estatística espacial e análise multivariada apresentada anteriormente. É nesse sentido que a aquicultura aparece aqui como campo de aplicação para um aparato estatístico rigorosamente fundamentado, e não como eixo teórico dominante da pesquisa.

5 MATERIAIS E MÉTODOS

Esta seção apresenta os materiais empíricos que sustentam a análise e estabelece a estrutura básica do problema estatístico considerado no projeto. O foco inicial recai sobre a definição do período de estudo, das unidades espaciais de análise e das variáveis utilizadas, tanto para a piscicultura aquícola quanto para a dimensão econômica da agropecuária. O objetivo é descrever de forma concisa e estatisticamente rigorosa os dados que fundamentam o trabalho, preparando o terreno para a formalização posterior das técnicas, hipóteses e indicadores de estatística regional, espacial e multivariada que serão aplicados.

5.1 PERÍODO DE ESTUDO E UNIDADES TERRITORIAIS

O período analisado compreende os anos de 2013 a 2021. A escolha desse intervalo decorre da disponibilidade e consistência temporal das informações necessárias sobre a produção de peixes em aquicultura e sobre o valor adicionado bruto da agropecuária nas bases oficiais consultadas.

A unidade espacial de referência adotada para a análise principal é a microrregião geográfica do IBGE. Essa escala regional é utilizada para descrever e modelar a estrutura espacial da piscicultura aquícola ao longo de todo o território brasileiro. Em um segundo nível, os municípios são empregados para análises específicas e de aprofundamento, a partir de resultados obtidos na escala microrregional.

As bases de dados utilizadas apresentam coberturas territoriais distintas:

- a tabela da Pesquisa da Pecuária Municipal (PPM) relativa à produção aquícola dispõe de informações para 539 microrregiões e 4.091 municípios;
- a tabela do Produto Interno Bruto dos Municípios, referente ao valor adicionado da agropecuária, cobre 558 microrregiões e 5.570 municípios.

Essa diferença de cobertura entre as duas fontes será levada em conta nas etapas subsequentes do trabalho, uma vez que define o universo efetivamente disponível para a construção conjunta dos indicadores de piscicultura e de estrutura econômica.

5.2 VARIÁVEIS DA PISCICULTURA AQUÍCOLA

As variáveis associadas à piscicultura aquícola foram obtidas na Pesquisa da Pecuária Municipal (PPM), disponibilizada no Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), **tabela 3940**. O acesso aos dados foi realizado por meio da API do sistema, garantindo reprodutibilidade do procedimento.

Para cada ano do período 2013–2021 e para cada unidade territorial considerada, foram extraídas as seguintes variáveis relacionadas à produção aquícola:

- produção da aquicultura (kg);
- valor da produção (mil reais);
- valor da produção – percentual do total geral (%).

No contexto deste projeto, essas variáveis referem-se ao agregado de nove categorias de produtos aquícolas registrados na PPM, a saber:

1. pacu e patinga (quilogramas);
2. pintado, cachara, cachapira e pintachara, surubim (quilogramas);
3. pirapitinga (quilogramas);
4. pirarucu (quilogramas);
5. tambacu, tambatinga (quilogramas);
6. tambaqui (quilogramas);
7. tilápia (quilogramas);
8. truta (quilogramas);
9. alevinos (milheiros).

Para cada microrregião e município, ao longo do período, a produção física e o valor monetário da aquicultura de peixes são, portanto, definidos como a soma dos valores reportados nessas nove categorias. A presença simultânea de medidas em termos físicos (quilogramas), monetários (mil reais) e relativos (participação percentual no total geral) fornece a base para, posteriormente, derivar indicadores que combinem volume de produção e relevância econômica da atividade no contexto regional.

5.3 VARIÁVEL ECONÔMICA DE REFERÊNCIA

A variável econômica utilizada para representar a estrutura agropecuária local é o valor adicionado bruto a preços correntes da agropecuária (mil reais), obtido no Produto Interno Bruto dos Municípios, **tabela 5938** do SIDRA/IBGE.

Essa variável está disponível para o mesmo período de interesse, em nível municipal e microrregional, com cobertura de 558 microrregiões e 5.570 municípios. Ao longo do projeto, o valor adicionado agropecuário cumpre o papel de referência para mensurar a importância relativa da piscicultura na economia agrícola das regiões, servindo de base para a construção de indicadores de participação e especialização que serão formalizados na etapa metodológica subsequente.

5.4 INDICADORES SUB-REGIONAIS DE PISCICULTURA E AGROPECUÁRIA

Nesta subseção são definidos os indicadores sub-regionais que quantificam a posição de cada microrregião na produção de peixes de aquicultura e na estrutura agropecuária brasileira. Esses indicadores constituem a base quantitativa para as análises de estatística regional e espacial desenvolvidas posteriormente.

5.4.1 Notação básica

Seja:

- $\mathcal{R}$ o conjunto de microrregiões consideradas na análise;
- $\mathcal{T} = \{2013, \dots, 2021\}$ o conjunto de anos

Para cada microrregião $i \in \mathcal{R}$ e ano $t \in \mathcal{T}$, definem-se:

- $V_{i,t}^{AQ}$: valor da produção de peixes de aquicultura na microrregião i , em mil reais;
- $Q_{i,t}^{AQ}$: quantidade produzida de peixes de aquicultura na microrregião i , em quilogramas;
- $V_{i,t}^{AG}$: valor adicionado bruto da agropecuária na microrregião i , em mil reais.

Os totais nacionais anuais, obtidos diretamente nas tabelas do SIDRA/IBGE, são denotados por:

$$V_{BR,i}^{AQ} \quad \text{e} \quad V_{BR,i}^{AG},$$

representando, respectivamente, o valor da produção de peixes de aquicultura e o valor adicionado bruto da agropecuária no Brasil no ano t . Conceitualmente, esses totais correspondem à soma das contribuições das unidades espaciais, desconsideradas eventuais diferenças de cobertura entre as bases.

Admite-se que $V_{BR,t}^{AQ} > 0$ e $V_{BR,t}^{AG} > 0$ para todos os anos do período, o que é consistente com os dados observados.

5.4.2 Índice de participação relativa da aquicultura (RPI)

O **índice de participação relativa da aquicultura** em cada microrregião i e ano t é definido por:

$$RPI_{i,t} = \frac{V_{i,t}^{AQ}}{V_{BR,t}^{AQ}},$$

Esse índice representa a participação da microrregião i no valor da produção nacional de peixes de aquicultura no ano t . Pela própria definição,

$$0 \leq RPI_{i,t} \leq 1,$$

e a soma sobre todas as microrregiões com informação disponível em t é igual a 1, quando a cobertura da base é completa. Assim, $RPI_{i,t}$, pode ser interpretado como a “fatia” da microrregião i no total nacional da atividade aquícola em cada ano.

5.4.3 Participação relativa da agropecuária (RPA)

De forma análoga, define-se a **participação relativa da agropecuária** em cada microrregião:

$$RPA_{i,t} = \frac{V_{i,t}^{AG}}{V_{BR,t}^{AG}}.$$

Esse indicador quantifica a contribuição da microrregião i para o valor adicionado bruto da agropecuária do país no ano t . Também aqui, sob cobertura completa,

$$0 \leq RPA_{i,t} \leq 1,$$

e a soma sobre as microrregiões é igual a 1. A dupla ($RPI_{i,t}$ e $RPA_{i,t}$) descreve, portanto, a posição relativa da microrregião tanto na piscicultura aquícola quanto na agropecuária como um todo.

5.4.4 Quociente locacional da aquicultura (LQ)

O quociente locacional da aquicultura compara a participação relativa da piscicultura aquícola em cada microrregião com sua participação na agropecuária nacional. É definido por:

$$LQ_{i,t} = \frac{RPI_{i,t}}{RPA_{i,t}} = \frac{V_{i,t}^{AQ}/V_{BR,t}^{AQ}}{V_{i,t}^{AG}/V_{BR,t}^{AG}} = \frac{V_{i,t}^{AQ}}{V_{i,t}^{AG}} \cdot \frac{V_{BR,t}^{AG}}{V_{BR,t}^{AQ}},$$

para os pares (i, t) em que $RPA_{i,t} > 0$.

A interpretação é clássica:

- se $LQ_{i,t} > 1$, a microrregião i apresenta especialização relativa na piscicultura aquícola, pois sua importância na atividade aquícola nacional é maior que sua importância na agropecuária nacional;
- $LQ_{i,t} = 1$, a piscicultura tem, na microrregião, um peso proporcional ao peso da agropecuária da região no conjunto do país;
- se $LQ_{i,t} < 1$, a piscicultura tem peso relativo inferior ao da agropecuária.

Neste projeto, adota-se o critério $LQ_{i,t} > 2$ como indicação de forte especialização da microrregião i na piscicultura aquícola, em linha com práticas usuais na literatura de análise regional e de sistemas locais de produção. Esse limiar será utilizado posteriormente para destacar subconjuntos de microrregiões com alta concentração relativa da atividade.

O tratamento de casos em que $RPA_{i,t} = 0$ (por exemplo, regiões sem valor adicionado agropecuário registrado no período) é descrito operacionalmente em subseção específica sobre procedimentos de consistência dos dados.

5.4.5 Preço médio implícito da produção de aquicultura (AP)

Por fim, define-se um indicador econômico de preço médio implícito da produção de peixes de aquicultura em cada microrregião e ano:

$$AP_{i,t} = \frac{V_{i,t}^{AQ} \cdot 1000}{Q_{i,t}^{AQ}},$$

desde que $Q_{i,t}^{AQ} > 0$.

Como $V_{i,t}^{AQ}$ é informado em mil reais e $Q_{i,t}^{AQ}$ em quilogramas, o fator 1000 garante que o $AP_{i,t}$ seja expresso em reais por quilograma. Trata-se de um preço médio implícito, obtido pela razão entre valor e quantidade, que será utilizado para caracterizar, em termos econômicos, a produção aquícola das microrregiões.

5.5 ÍNDICES GLOBAIS DE DESIGUALDADE

Esta subseção define os índices globais de desigualdade utilizados para sumarizar a distribuição espacial de variáveis associadas à piscicultura e à agropecuária. Esses índices são calculados, para cada ano t entre 2013 e 2021, a partir de vetores de valores observados por microrregião.

Seja, genericamente, $x_{i,t}$ uma variável não negativa associada à microrregião $i \in \mathcal{R}$ no ano $t \in \mathcal{T}$. No contexto deste projeto, os índices foram calculados para três variáveis principais:

- $V_{i,t}^{AQ}$: valor da produção de peixes da aquicultura;
- $V_{i,t}^{AG}$: valor adicionado bruto da agropecuária;
- $AI_{i,t}$: índice de intensidade aquícola (a ser definido em subseção própria).

Para cada ano t , considera-se o vetor $x_{.,t} = (x_{i,t})_{i \in \mathcal{R}}$, onde $\mathcal{R}_t \subseteq \mathcal{R}$ é o conjunto de microrregiões com informação disponível naquela variável e ano.

5.5.1 Índice de Gini (GI)

O índice de Gini foi calculado com a função `Gini` do pacote `ineq` em R, cuja implementação pode ser escrita, em termos matemáticos, da seguinte forma. Seja $x_{(1),t} \leq \dots, x_{(n),t}$ a ordenação crescente de $x_{.,t}$, com $n = |\mathcal{R}_t|$. Defini-se:

$$G_t = \sum_{k=1}^n x_{(k),t} \cdot k,$$

e

$$GI_t = \frac{2 \cdot G_t}{\sum_{k=1}^n x_{(k),t}} - (n + 1).$$

A função `Gini` retorna, na forma utilizada, o valor

$$GL_t^* = \frac{GL_t}{n},$$

que corresponde à forma usualmente adotada do índice de Gini, variando entre 0 (igualdade perfeita) e valores próximos de 1 (desigualdade extrema). Esse índice é calculado anualmente para $V_{i,t}^{AQ}$, $V_{i,t}^{AG}$ e $AI_{i,t}$, permitindo comparar a intensidade da desigualdade espacial dessas três distribuições ao longo do período.

5.5.2 Índice de Theil (TI)

O índice de Theil foi obtido com a função `Theil` do pacote `ineq`, na parametrização padrão (`parameter = 0`). Em termos matemáticos, para um vetor $x_{.,t}$ de valores positivos, defini-se:

$$\bar{x}_t = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n x_{k,t},$$

e

$$TI_t = \frac{1}{\sum_{k=1}^n x_{k,t}} \cdot \sum_{k=1}^n (x_{k,t} \cdot \log(\frac{x_{k,t}}{\bar{x}_t})).$$

Essa forma corresponde ao índice de Theil-T (ou Theil com parâmetro zero) calculado pela função `Theil`. Valores maiores indicam maior desigualdade na distribuição de $x_{.,t}$ entre as microrregiões. Assim como o Gini, o índice de Theil foi calculado, para cada ano entre 2013 e 2021, para $V_{i,t}^{AQ}$, $V_{i,t}^{AG}$ e $AI_{i,t}$.

5.5.3 Índice de Atkinson (AI)

O índice de Atkinson foi calculado com a função `Atkinson` do pacote `ineq`, inicialmente com parâmetro $\epsilon = 0.5$, e posteriormente em uma análise de sensibilidade a diferentes valores de ϵ .

Para um vetor de valores positivos $x_{.,t}$ e dado um parâmetro de aversão à desigualdade $\epsilon \in (0, 1)$, a implementação do `ineq` pode ser escrita, em termos gerais, como:

$$y_{k,t} = \left(\frac{x_{k,t}}{\bar{x}_t}\right)^{1-\epsilon}, \quad k = 1, \dots, n,$$

$$AI_t(\epsilon) = 1 - \left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n y_{k,t}\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}},$$

onde $\bar{x}_t$ é a média de $x_{.,t}$. No caso $\epsilon = 0.5$, ue foi o parâmetro base adotado, o índice reflete uma aversão intermediária à desigualdade, atribuindo peso relativamente maior a diferenças em

regiões com valores mais baixos.

A análise de sensibilidade consistiu em recalcular $AI_t(\epsilon)$ para diferentes valores de ϵ , de modo a avaliar como o grau de aversão à desigualdade afeta a medida resultante, e, conseqüentemente, a interpretação dos padrões espaciais de $V_{i,t}^{AQ}$, $V_{i,t}^{AG}$ e $III_{i,t}$.

5.5.4 Coeficiente de localização (LC) e índice de Gini ajustado (WGI)

Além dos índices globais calculados para cada variável isoladamente, foram utilizados dois indicadores complementares que relacionam diretamente a distribuição espacial da piscicultura aquícola com a estrutura da agropecuária: o coeficiente de localização (LC) e um índice de Gini ajustado (WGI).

Ambos são construídos a partir das participações relativas definidas anteriormente:

- $RPI_{i,t} = \frac{V_{i,t}^{AQ}}{V_{BR,t}^{AQ}}$: participação relativa da microrregião i no valor da produção de peixes de aquicultura;
- $RPA_{i,t} = \frac{V_{i,t}^{AG}}{V_{BR,t}^{AG}}$: participação relativa da microrregião i no valor adicionado da agropecuária.

Para simplificar a notação nesta subseção, escrevemos:

$$p_{i,t} = RPI_{i,t}, \quad a_{i,t} = RPA_{i,t}.$$

5.5.4.1 Coeficiente de localização (LC)

O coeficiente de localização utilizado neste projeto é definido, para cada ano t , por:

$$LC_t = \frac{1}{2} \cdot \sum_{i \in \mathcal{R}_t} |a_{i,t} - p_{i,t}|.$$

Esse coeficiente mede, em termos agregados, o desvio entre a distribuição espacial da piscicultura aquícola ($p_{i,t}$) e a distribuição espacial da agropecuária ($a_{i,t}$). Valores de LC_t próximos de zero indicam que ambas as distribuições são muito semelhantes; valores mais elevados indicam maior descolamento espacial da piscicultura em relação à estrutura agropecuária. Como $(p_{i,t})$ e $(a_{i,t})$ são participações relativas que somam 1 (em condições de cobertura completa, LC_t assume valores entre 0 e 1).

5.5.4.2 Índice de Gini ajustado (WGI)

O índice de Gini ajustado (WGI) foi construído a partir de uma função específica implementada em R (`weighted_gini`), que opera sobre um quadro de dados contendo, para cada microrregião, os valores $(p_{i,t})$ e $(a_{i,t})$. A função, na forma simplificada, executa os seguintes passos:

1. ordena as microrregiões em ordem decrescente de $(a_{i,t})$;
2. calcula as somas acumuladas $X_{k,t}$ e $Y_{k,t}$ das participações ordenadas de agropecuária e aquicultura, respectivamente;
3. computa incrementos $\Delta X_{k,t} = X_{k,t} - X_{k-1,t}$ (com $X_{0,t} = 0$) e somas $S_{Y_{k,t}} = Y_{k,t} + Y_{k-1,t}$ (com $Y_{0,t} = 0$);
4. calcula o somatório

$$PROD_t = \sum_{k=1}^n \Delta X_{k,t} \cdot S_{Y_{k,t}};$$

5. retorna

$$WGI_t = |1 - PROD_t|.$$

Em termos geométricos, esse procedimento corresponde ao cálculo da área sob uma curva de Lorenz que relaciona a distribuição cumulativa de $p_{i,t}$ (piscicultura) à distribuição cumulativa de $a_{i,t}$ (agropecuária), tomando $a_{i,t}$ como "eixo de ordenação" e "peso". O valor WGI_t pode ser interpretado como um índice de Gini ponderado, ou ajustado, que resume o grau de divergência entre ambas as distribuições.

Quando $p_{i,t} = a_{i,t}$ para todas as microrregiões, a curva correspondente coincide com a diagonal de igualdade perfeita e WGI_t tende a zero. À medida que a distribuição espacial da piscicultura se afasta da distribuição da agropecuária, a curva se torna mais côncava e WGI_t aumenta, refletindo maior desigualdade locacional entre as duas estruturas.

5.6 ÍNDICE DE INTENSIDADE AQUÍCOLA (AII)

O Índice de Intensidade Aquícola (AII) é um indicador composto proposto neste projeto com o objetivo de sintetizar, em uma única medida, duas dimensões centrais da piscicultura em escala regional: a participação da microrregião na produção nacional de peixes de aquicultura e o grau de especialização relativa da atividade em relação à agropecuária local. Enquanto indicadores tradicionais, como participações relativas, quocientes locacionais e índices globais de desigualdade, permitem analisar separadamente nível, estrutura e concentração, o AII foi concebido para destacar especificamente aquelas microrregiões em que a aquicultura é ao mesmo tempo relevante em termos absolutos e configuradora da estrutura produtiva regional.

Nesta subseção, apresenta-se a formulação matemática formal do AII, sua fundamentação estatística, as propriedades desejáveis e as limitações inerentes à sua construção, bem como sua finalidade analítica no contexto do projeto. Em seguida, o índice é discutido em comparação com métodos consolidados de síntese e análise multivariada, de modo a deixar explícitos os ganhos interpretativos, os custos em termos de robustez estatística e as condições sob as quais sua utilização se justifica.

5.6.1 Motivação e lacuna em relação aos indicadores tradicionais

Os indicadores clássicos de estatística regional, como participações relativas, quocientes locais e índices globais de desigualdade, capturam dimensões importantes da organização espacial de uma atividade, mas o fazem de forma separada. Em termos simplificados:

- a participação relativa da aquicultura ($RPI_{i,t}$) informa quanto cada microrregião contribui para o total nacional;
- o quociente locacional (LQ_t) informa quão especializada é a microrregião na atividade, em comparação com sua importância na agropecuária nacional.

Uma microrregião pode ter alta participação absoluta, mas sem grande especialização (por exemplo, regiões grandes e diversificadas), ou forte especialização relativa, mas com contribuição pequena em termos absolutos. Os indicadores tradicionais permitem identificar essas situações, mas não sintetizam, em uma única medida, a combinação de “peso” e “vocalização relativa” da piscicultura.

O Índice de Intensidade Aquícola (AII) foi proposto justamente para preencher essa lacuna: trata-se de uma métrica composta que procura identificar microrregiões em que a piscicultura aquícola é, ao mesmo tempo, relevante em escala nacional e relativamente mais importante que a agropecuária local como um todo. Em outras palavras, o AII foi concebido para destacar contextos em que a atividade tende a assumir papel de especialização efetiva, e não apenas presença residual ou grande escala indiferenciada.

5.6.2 Formulação matemática

Recordando as definições anteriores, para cada microrregião $i \in \mathcal{R}$ e ano $t \in \mathcal{T}$,

- participação relativa da aquicultura:

$$RPI_{i,t} = \frac{V_{i,t}^{AQ}}{V_{BR,t}^{AQ}}$$

- participação relativa da agropecuária:

$$RPA_{i,t} = \frac{V_{i,t}^{AG}}{V_{BR,t}^{AG}}$$

- quociente locacional da aquicultura:

$$LQ_{i,t} = \frac{RPI_{i,t}}{RPA_{i,t}}$$

O Índice de Intensidade Aquícola é então definido por:

$$AII_{i,t} = LQ_{i,t} \times RPI_{i,t} = \frac{RPI_{i,t}^2}{RPA_{i,t}}, \quad \text{sempre que } RPA_{i,t} > 0.$$

Portanto, o AII é uma função das duas participações relativas básicas ($RPI_{i,t}$ e $RPA_{i,t}$), combinando-as de forma multiplicativa. Não há ponderações adicionais além daquelas implicitamente embutidas nessas participações, que já são, por construção, quantidades adimensionais normalizadas (frações do total nacional). Assim, o AII herda a invariância a escala dos valores originais V^{AQ} e V^{AG} , discutidos a seguir.

5.6.3 Fundamentação estatística e propriedades esperadas

Do ponto de vista estatístico, o AII apresenta algumas propriedades relevantes:

1. Invariância a mudanças de escala comuns

Como $RPI_{i,t}$ e $RPA_{i,t}$ são construídos como razões entre valores regionais e totais nacionais, multiplicar simultaneamente $V_{i,t}^{AQ}$ e $V_{BR,t}^{AQ}$ por uma constante positiva não altera $RPI_{i,t}$; o mesmo vale para $V_{i,t}^{AG}$ e $V_{BR,t}^{AG}$. Consequentemente, $AII_{i,t}$ é invariante a reescalamentos proporcionais das variáveis de valor em mil reais (por exemplo, mudança de unidade monetária ou reavaliação nominal uniforme).

2. Domínio e interpretação

Como $RPI_{i,t} \geq 0$ e $RPA_{i,t} \geq 0$, tem-se $AII_{i,t} \geq 0$. Não há limite superior teórico simples, pois $AII_{i,t}$ cresce quando $RPI_{i,t}$ é elevado e $RPA_{i,t}$ é pequeno. Na prática, a magnitude do índice é determinada pela combinação de um numerador que envolve $RPI_{i,t}^2$ e de um denominador que reflete a “base agropecuária” da região.

3. Ênfase nas microrregiões de alta participação e alta especialização

O fato de $AII_{i,t} = RPI_{i,t}^2 / RPA_{i,t}$ implica que, para $RPA_{i,t}$ fixo, o índice cresce com o quadrado da participação relativa da aquicultura. Portanto, microrregiões com $RPI_{i,t}$ moderadamente alto tendem a ter AII significativamente maior que regiões com $RPI_{i,t}$ apenas ligeiramente inferior. Simultaneamente, para um dado nível de $RPI_{i,t}$ o índice aumenta quando $RPA_{i,t}$ diminui, refletindo maior especialização relativa na aquicultura em comparação com a agropecuária regional.

4. Sensibilidade a valores extremos e baixa base agropecuária

Como o denominador envolve $RPA_{i,t}$, microrregiões com base agropecuária muito pequena (mas com alguma produção aquícola positiva) podem gerar valores de AII elevados, mesmo com $RPI_{i,t}$ relativamente modesto. Essa propriedade é coerente com a ideia de intensidade relativa (a aquicultura pesa muito em uma agropecuária local pequena), mas exige cautela na interpretação, especialmente em regiões de escala produtiva reduzida.

5. Comportamento sob agregação espacial

O AII não é aditivo nem se conserva sob agregação de microrregiões. Se duas regiões são fundidas, o AII da região agregada não é, em geral, a média ponderada dos índices originais. Essa é uma característica comum a muitos índices compostos e reforça que o AII é definido ao nível da unidade espacial adotada (microrregião, neste estudo), não sendo uma medida “intrínseca” ao território independentemente do nível de agregação.

6. Dependência estrutural entre componentes

Como $LQ_{i,t} = RPI_{i,t}/RPA_{i,t}$, os componentes do AII são funcionalmente dependentes: o índice não combina variáveis independentes, mas reconfigura, em uma função não linear, informações derivadas das mesmas variáveis básicas V^{AQ} e V^{AG} . Isso implica que o AII não acrescenta informação estatística nova em sentido estrito, mas reorganiza a informação já contida em RPI e RPA em uma escala que privilegia certas combinações de valores.

5.6.4 Finalidade analítica do AII

No contexto das análises desenvolvidas neste projeto, o AII tem três funções principais:

1. Síntese de “peso” e “vocação relativa”

O índice fornece uma medida única que captura simultaneamente:

- (i) a relevância da microrregião na produção nacional de peixes de aquicultura $RPI_{i,t}$ e
- (ii) o grau em que a atividade é relativamente mais importante naquela região do que a agropecuária como um todo $LQ_{i,t}$.

Dessa forma, o AII destaca microrregiões que combinam escala e especialização, o que é particularmente útil na identificação de contextos candidatos a sistemas locais de produção aquícola.

2. Base para análise de desigualdade e concentração

O AII é utilizado como variável de base na aplicação de índices globais de desigualdade (Gini, Theil, Atkinson) ao longo do período 2013-2021. Isso permite comparar a desigualdade espacial na “intensidade aquícola” com a desigualdade espacial no valor da produção aquícola V^{AQ} e no valor adicionado agropecuário V^{AG} , oferecendo uma visão complementar sobre a concentração da atividade.

3. Variável sintética para caracterização regional

Em etapas posteriores de análise descritiva e exploratória, o AII é empregado como uma das variáveis de caracterização das microrregiões, ao lado de indicadores de nível (produção, valor, participações) e de medidas espaciais. Seu papel é auxiliar na distinção entre regiões de mera presença da aquicultura e regiões nas quais a atividade assume efetivamente a função de especialização.

5.6.5 Limitações e potenciais vieses

A construção do AII envolve algumas limitações e fontes potenciais de viés que devem ser explicitadas:

- **Sensibilidade a pequenas bases agropecuárias**

Quando $RPA_{i,t}$ é muito baixa, o denominador da expressão $AII_{i,k} = RPI_{i,t}^2 / RPA_{i,t}$ pode inflar o índice. Em termos substantivos, isso significa que microrregiões com agropecuária quase inexistente, mas alguma produção aquícola, podem aparecer com alta “intensidade aquícola”, mesmo sem grande relevância nacional em termos absolutos. Esse efeito é coerente com o conceito de intensidade relativa, mas exige leitura cuidadosa, especialmente se tais regiões forem poucas e de pequena escala absoluta.

- **Dependência da padronização por totais nacionais**

O AII depende de totais anuais $V_{BR,t}^{AQ}$ e $V_{BR,t}^{AG}$. Mudanças na cobertura dos dados ou revisões metodológicas nas estatísticas oficiais podem afetar as participações relativas e, portanto, o índice. Embora isso seja inerente a qualquer medida baseada em shares, implica que o AII é ancorado ao contexto temporal e estatístico de cada ano.

- **Sensibilidade a outliers em V^{AQ}**

Como $RPI_{i,t}$ entra ao quadrado no numerador, microrregiões com valores de produção aquícola muito altos tendem a dominar a distribuição do AII. Isso reforça o foco nas grandes regiões especializadas, mas pode reduzir a capacidade do índice de discriminar nuances entre microrregiões de porte intermediário.

- **Colinearidade conceitual entre componentes**

O AII é construído a partir de $RPI_{i,t}$ e $RPA_{i,t}$, que derivam das mesmas variáveis básicas. Em análises que combinem AII, RPI e LQ como covariáveis, isso pode introduzir forte colinearidade. Por essa razão, o AII deve ser tratado como um resumo sintético, e não como uma variável independente adicional em modelos multivariados que já incluam seus componentes.

5.6.6 Comparação teórica com métodos formais consolidados

É importante situar o AII em relação a outras abordagens estatísticas de construção de índices ou sínteses, em particular:

1. **Medidas locais tradicionais (LQ, coeficientes de localização, GL)**

Medidas como o LQ ou o coeficiente de localização avaliam, de forma relativamente separada, especialização e divergência entre estruturas setoriais. O AII difere por construir uma função não linear que combina participação relativa e especialização em um único

escalar. Com isso, perde-se a decomposição clara entre nível e estrutura, mas ganha-se uma métrica que, por construção, enfatiza a interseção entre “peso absoluto” e “vocação relativa”.

2. Índices sintéticos derivados por PCA ou métodos afins

A análise de componentes principais (PCA) e outros métodos de redução de dimensionalidade constroem combinações lineares de variáveis padronizadas, com pesos escolhidos segundo critérios de otimalidade (maximização da variância explicada, ortogonalidade etc.). Um índice derivado por PCA, por exemplo, seria do tipo

$$Z_i = w_1 \cdot Z_{1i} + w_2 \cdot Z_{2i} + \dots,$$

com pesos estimados empiricamente.

O AII, em contraste:

- não é resultado de um problema de otimização,,
- não garante ortogonalidade em relação a outros índices,
- e não pretende ser uma “primeira componente principal”.

O ganho está na **interpretabilidade direta**: o AII pode ser lido explicitamente como combinação de participação relativa e especialização, sem depender de pesos estimados de forma opaca. Em contrapartida, perde robustez estatística no sentido de que não é construído para maximizar alguma medida de ajuste global ou de explicação de variância.

3. Índices sintéticos tradicionais baseados em normalização e ponderação

Muitos índices compostos em políticas públicas (por exemplo, índices de desenvolvimento) adotam a lógica “normalizar variáveis + atribuir pesos + somar”. O AII não segue esse padrão aditivo; em vez disso, adota uma forma multiplicativa específica RPI^2/RPA . Isso o torna menos flexível para incorporar um grande número de dimensões, mas mais focado em uma relação estrutural particular (peso da aquicultura versus peso da agropecuária) que é central para o problema em estudo.

Em síntese, o Índice de Intensidade Aquícola é uma medida composta de propósito específico: ele não substitui métodos formais consolidados como PCA, índices tradicionais de Gini/Theil/Atkinson ou medidas locais clássicas, mas complementa essas abordagens ao oferecer uma métrica diretamente interpretável da combinação entre participação nacional e especialização relativa da piscicultura nas microrregiões brasileiras.

5.7 ESTATÍSTICA CONVENCIONAL E MOTIVAÇÃO PARA A ANÁLISE ESPACIAL

Grande parte da estatística inferencial clássica é formulada sob hipóteses que, de forma explícita ou implícita, assumem independência entre as observações ou, ao menos, ausência

de estrutura sistemática na correlação entre unidades. Em modelos de regressão, por exemplo, é comum supor que os erros são independentes e identicamente distribuídos, enquanto em análises descritivas e comparações de grupos as unidades são tratadas como intercambiáveis, sem referência à sua posição no espaço.

Quando os dados são organizados por unidades geográficas, essa hipótese de independência espacial é, em geral, pouco plausível. Regiões vizinhas tendem a compartilhar características físicas (clima, relevo, recursos hídricos), elementos de infraestrutura (rodovias, redes de escoamento, instalações de processamento), condições institucionais e de mercado (políticas públicas, arranjos produtivos, redes de fornecedores), entre outros fatores. Em consequência, o valor observado em uma região frequentemente está associado aos valores observados em suas vizinhas.

Se essa dependência espacial é ignorada e as observações são tratadas como se fossem independentes, surgem problemas estatísticos bem conhecidos, tais como:

- subestimação ou superestimação da variância de estimadores, com impacto direto em intervalos de confiança e testes de hipóteses;
- aumento da probabilidade de detectar “efeitos significativos” que, na realidade, são manifestações de padrões de autocorrelação espacial não modelados;
- interpretações equivocadas sobre concentração ou dispersão, baseadas apenas em comparações numéricas, sem levar em conta a organização espacial dos dados.

Nesse contexto, a análise espacial constitui um arcabouço estatístico específico para tratar explicitamente a localização das unidades e a possibilidade de dependência entre elas. Em vez de considerar os dados como uma simples lista de valores indexados por i , introduz-se a informação de que cada i está associado a uma posição no espaço e a um conjunto de vizinhos, o que permite definir estruturas de dependência e medidas formais de autocorrelação.

No caso deste projeto, a produção de peixes de aquicultura e os indicadores derivados são observados em microrregiões que formam um mosaico espacial. Considerar apenas as distribuições marginais desses indicadores, sem levar em conta a vizinhança entre as microrregiões, significaria abrir mão de uma parte importante da informação disponível. A passagem da estatística “convencional” para a análise espacial, portanto, não é apenas uma escolha de estilo, mas uma resposta à estrutura dos dados e às questões substantivas em jogo: identificar padrões de aglomeração, distinguir regiões isoladas de “ilhas” de atividade e quantificar em que medida a piscicultura se organiza em blocos territoriais contíguos.

5.8 UNIDADES ESPACIAIS E CONCEITO GERAL DE VIZINHANÇA

Na perspectiva da análise espacial, as microrregiões consideradas neste projeto podem ser vistas como nós (ou vértices) de uma rede espacial, ligados entre si por relações de vizinhança.

Cada unidade $i \in \mathcal{R}$ está associada a um polígono geográfico e, indiretamente, a um conjunto de coordenadas que definem sua localização no mapa.

A relação de vizinhança entre duas unidades i e j pode ser estabelecida por diferentes critérios, entre os quais se destacam:

- **contiguidade geográfica**, quando duas regiões são consideradas vizinhas se compartilham um trecho de fronteira (definições do tipo “rook” ou “queen”);
- **proximidade por distância**, em que duas regiões são vizinhas se a distância entre seus centróides é inferior a um determinado limiar;
- **k-vizinhos mais próximos (k-NN)**, em que cada região é conectada aos k centróides mais próximos, garantindo um número mínimo de vizinhos para todas as unidades.

Essas relações são usualmente codificadas em uma matriz de pesos espaciais $W = (w_{ij})$, em que:

- $w_{ij} > 0$ indica algum tipo de vizinhança entre i e j ;
- $w_{ij} = 0$ indica ausência de vizinhança segundo o critério adotado;
- usualmente $w_{ii} = 0$, isto é, não se consideram auto-ligações.

Dependendo do objetivo analítico, essa matriz pode ser binária (apenas 0/1), padronizada por linha (de modo que a soma dos pesos dos vizinhos de cada região seja igual a 1) ou construída com pesos proporcionais a funções de distância. Em todos os casos, a matriz W desempenha papel central na definição de medidas de autocorrelação espacial, na construção de estatísticas locais e em técnicas exploratórias como a análise de vizinhos mais próximos ou a identificação de clusters espaciais.

As especificações concretas das estruturas de vizinhança e das matrizes de pesos utilizadas neste projeto, **incluindo o tipo de critério adotado, as formas de padronização e os parâmetros relevantes**, serão apresentadas nas subseções seguintes, juntamente com as estatísticas espaciais a elas associadas. Aqui, o objetivo é destacar que a análise espacial se fundamenta, desde o início, na explicitação de quem é considerado vizinho de quem e com que intensidade essa vizinhança é incorporada nos cálculos.

5.9 ESTRUTURAS DE VIZINHANÇA E EXEMPLOS DE MATRIZES DE PESOS ESPACIAIS

A especificação da vizinhança entre unidades espaciais é um passo central na análise espacial, pois determina como a informação de localização geográfica entra nos cálculos de autocorrelação, estatísticas locais e demais procedimentos. Nesta subseção, ilustra-se a lógica de construção de matrizes de pesos espaciais a partir de regras de contiguidade, inicialmente em uma malha

regular e, em seguida, em um conjunto de polígonos com geometria mais próxima de aplicações reais.

5.9.1 Contiguidade em malha regular: rook e queen

A Figura 1 apresenta uma malha regular composta por nove regiões dispostas em uma grade 3×3 , numeradas de 1 a 9. A partir desse layout, é possível definir diferentes regras de vizinhança.

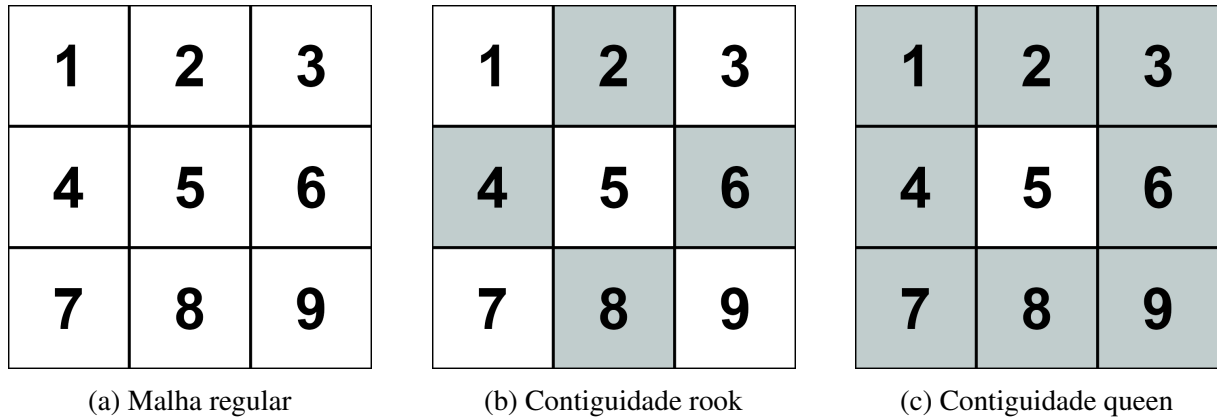


Figura 1 – Exemplo de malha regular e vizinhanças do tipo rook e queen.

Na contiguidade do tipo rook (Figura 1.b), duas regiões são consideradas vizinhas se compartilham um segmento de fronteira, isto é, uma aresta em comum. No caso da célula central 5, por exemplo, os vizinhos rook são as células 2, 4, 6 e 8. As células de canto (1, 3, 7, 9) têm apenas dois vizinhos rook, enquanto as células de borda (2, 4, 6, 8) têm três.

Na contiguidade do tipo queen (Figura 1.c), a regra é mais abrangente: duas regiões são vizinhas sempre que compartilham qualquer ponto em comum, seja um segmento de fronteira ou apenas um vértice. Assim, a célula central 5 passa a ter oito vizinhos queen (todas as demais células), e as células de canto passam de dois vizinhos rook para três vizinhos queen, dado que passam a considerar também as adjacências diagonais.

No caso da malha da Figura 1, adotando a numeração de 1 a 9 na ordem

1 2 3
4 5 6,
7 8 9

a matriz de contiguidade do tipo rook, W^{rook} , pode ser escrita como

$$W^{\text{rook}} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Já sob a regra queen, em que adjacências diagonais também são consideradas, a matriz de contiguidade torna-se mais densa. A matriz W^{queen} correspondente é dada por

$$W^{\text{queen}} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Nota-se que W^{queen} possui um número maior de elementos não nulos do que W^{rook} , refletindo o aumento do número de vizinhos por célula quando adjacências diagonais são incorporadas à definição de vizinhança. Esse contraste ilustra como a escolha da regra de contiguidade afeta diretamente a estrutura da matriz de pesos espaciais que será utilizada nas estatísticas de autocorrelação.

Esse exemplo em malha regular tem caráter didático: ele mostra como a escolha entre rook e queen altera o conjunto de vizinhos de cada unidade e, portanto, a estrutura da dependência espacial implícita no modelo. Em aplicações empíricas com polígonos irregulares, a lógica é a mesma, embora a geometria seja mais complexa.

5.9.2 Exemplo com polígonos irregulares e matriz de pesos

Para aproximar a discussão da realidade das microrregiões brasileiras, considere agora o conjunto hipotético de seis regiões representadas na Figura 2. No painel esquerdo (Figura 2.a), as regiões são mostradas como polígonos irregulares numerados de 1 a 6; no painel direito (Figura 2.b), a mesma estrutura é representada como um grafo, em que cada nó corresponde a uma região e cada aresta indica vizinhança de primeira ordem segundo uma regra de contiguidade

do tipo rook.

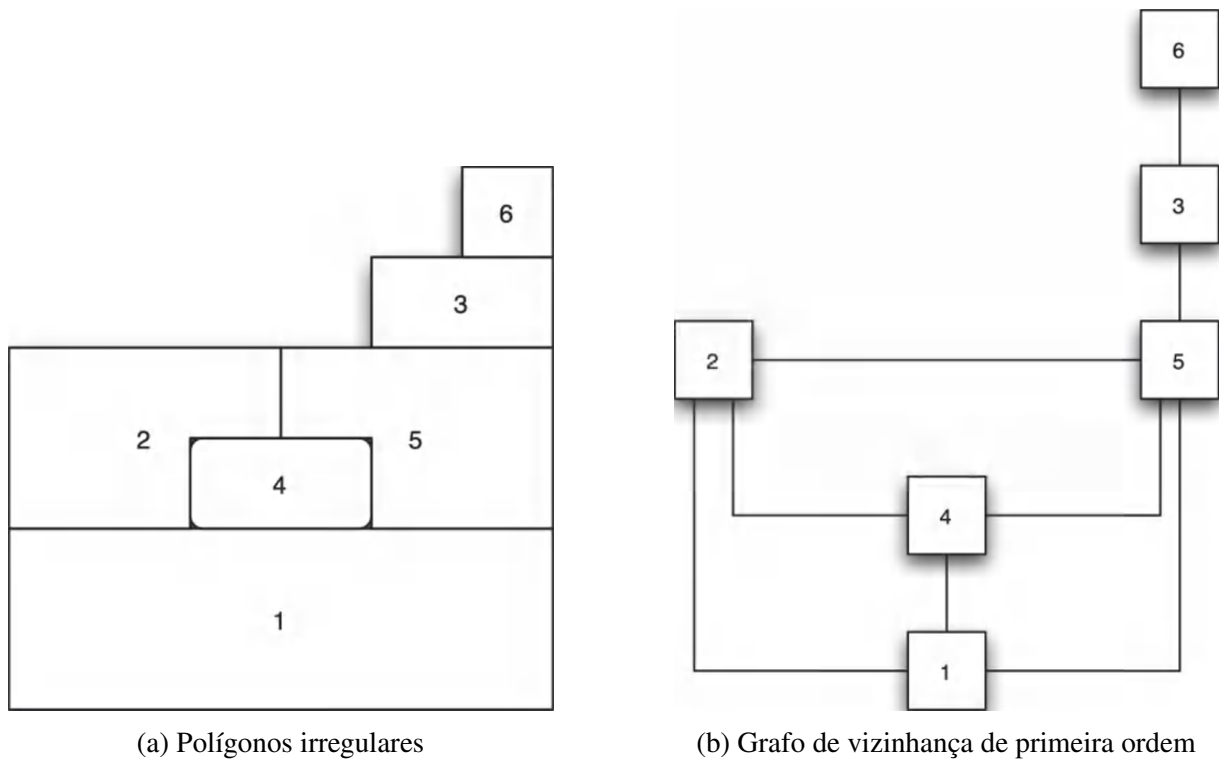


Figura 2 – Exemplo de seis regiões contíguas e grafo correspondente de vizinhança de primeira ordem (contiguidade rook).

Com base nessa configuração, e adotando contiguidade do tipo rook, obtém-se a seguinte estrutura de vizinhança de primeira ordem:

- região 1: vizinha de 2, 4 e 5;
- região 2: vizinha de 1, 4 e 5;
- região 3: vizinha de 5 e 6;
- região 4: vizinha de 1, 2 e 5;
- região 5: vizinha de 1, 2, 3 e 4;
- região 6: vizinha de 3.

Essas relações são codificadas em uma matriz de pesos espaciais binária $W = (w_{ij})$, de dimensão 6×6 , em que

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ e } j \text{ são vizinhos de primeira ordem,} \\ 0, & \text{caso contrário,} \end{cases} \quad \text{com } w_{ii} = 0.$$

Ordenando as regiões na ordem (1, 2, 3, 4, 5, 6), a matriz de contiguidade de primeira ordem é dada por

$$W = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

Essa matriz é simétrica, como é usual em estruturas de vizinhança baseadas em contiguidade geográfica, e o número de vizinhos de cada região corresponde à soma das entradas da linha associada: três vizinhos para as regiões 1, 2 e 4, quatro vizinhos para a região 5, dois vizinhos para a região 3 e um vizinho para a região 6.

Em muitos procedimentos de estatística espacial, utiliza-se uma versão padronizada por linha dessa matriz, de modo que a soma dos pesos dos vizinhos de cada região seja igual a 1. Seja

$$m_i = \sum_{j=1}^6 w_{ij} \quad \text{e} \quad w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{m_i},$$

para $i = 1, \dots, 6$. A matriz padronizada $W^* = (w_{ij}^*)$ é então

$$W^* = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 \\ \frac{1}{3} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

Cada linha de W^* pode ser interpretada como uma distribuição de pesos que define a média espacial dos vizinhos de cada região. É essa matriz padronizada que será utilizada diretamente na construção das medidas de autocorrelação espacial, como o índice de Moran global, e dos indicadores locais de associação espacial discutidos nas subseções seguintes.

5.10 MÉTRICAS DE DISTÂNCIA: EUCLIDIANA E MANHATTAN

Além das estruturas de vizinhança baseadas em contiguidade (rook e queen), a análise espacial pode recorrer a critérios de proximidade definidos a partir de distâncias entre unidades geográficas. Nesse caso, a noção de vizinho deixa de depender apenas do compartilhamento de fronteiras e passa a ser estabelecida em função da posição relativa dos centróides ou de pontos de referência associados a cada região.

Seja, para cada unidade espacial $i \in \mathcal{R}$, um vetor de coordenadas bidimensionais

$$\mathbf{s}_i = (x_i, y_i) \in \mathbb{R}^2,$$

representando, por exemplo, o centróide da microrregião em um sistema de coordenadas projetadas. Para duas unidades quaisquer i e j , uma métrica de distância $d(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j)$ associa um número real não negativo que quantifica o grau de separação espacial entre ambas. Entre as métricas mais utilizadas em aplicações com dados georreferenciados, destacam-se a distância Euclidiana e a distância de Manhattan.

5.10.1 Distância Euclidiana

A distância Euclidiana é a métrica mais usual em espaços métricos de dimensão finita. Para dois pontos $\mathbf{s}_i = (x_i, y_i)$ e $\mathbf{s}_j = (x_j, y_j)$, ela é definida por

$$d_E(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}.$$

Essa métrica corresponde à menor distância “em linha reta” entre os pontos, sendo compatível com a geometria Euclidiana clássica. Do ponto de vista estatístico, a distância Euclidiana possui algumas propriedades relevantes:

- é simétrica, isto é, $d_E(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) = d_E(\mathbf{s}_j, \mathbf{s}_i)$;
- satisfaz a desigualdade triangular, característica de métricas;
- é isotrópica, no sentido em que não privilegia nenhuma direção no espaço: rotações rígidas do sistema de coordenadas preservam as distâncias.

Em análise espacial, a distância Euclidiana é frequentemente utilizada para definir vizinhanças por limiar (por exemplo, $d_E(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) \leq d_0$) ou conjuntos de k vizinhos mais próximos de cada unidade (estruturas do tipo k -nearest neighbors).

5.10.2 Distância de Manhattan

Outra métrica amplamente utilizada é a distância de Manhattan, também conhecida como distância em “grade” ou ℓ_1 . Para os mesmos pontos $\mathbf{s}_i = (x_i, y_i)$ e $\mathbf{s}_j = (x_j, y_j)$, a distância de Manhattan é definida por

$$d_M(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) = |x_i - x_j| + |y_i - y_j|.$$

Enquanto a distância Euclidiana corresponde ao menor caminho em linha reta, a distância de Manhattan pode ser interpretada como o comprimento mínimo de um percurso que se desloca apenas ao longo dos eixos coordenados, em segmentos horizontais e verticais, o que é análogo a deslocamentos em uma malha urbana ortogonal.

Assim como d_E , a distância d_M é uma métrica legítima, satisfazendo simetria e desigualdade triangular. Entretanto, ela é anisotrópica: o “custo” de deslocamento depende da decomposição em componentes horizontais e verticais, o que pode ser mais adequado em contextos em que a geometria relevante do espaço é organizada em redes ou grelhas, em vez de deslocamentos “diretos” em qualquer direção.

5.10.3 Uso de métricas de distância na construção de vizinhanças

Na prática, métricas de distância como d_E e d_M permitem definir estruturas de vizinhança alternativas à contiguidade geométrica. Por exemplo, pode-se estabelecer que duas unidades são vizinhas se sua distância Euclidiana é inferior a um certo limiar d_0 , ou que, para cada unidade i , os vizinhos são definidos como o conjunto de k unidades com menores distâncias $d(s_i, s_j)$.

Essas abordagens geram matrizes de pesos espaciais em que w_{ij} é função de $d(s_i, s_j)$ (por exemplo, pesos binários com base em um raio fixo ou pesos decrescentes com a distância). A escolha da métrica e do critério de vizinhança está diretamente ligada à interpretação substantiva da interação espacial entre as unidades e às propriedades estatísticas desejadas nas análises.

Nos tópicos subsequentes, a matriz de pesos espaciais efetivamente utilizada neste estudo é especificada explicitamente, incluindo o critério de vizinhança adotado, a forma de padronização e o nível territorial considerado.

5.11 MATRIZES DE PESOS ESPACIAIS UTILIZADAS NO ESTUDO

As análises espaciais desenvolvidas neste projeto dependem explicitamente da especificação de uma matriz de pesos espaciais $W = (w_{ij})$, que codifica a estrutura de vizinhança entre as microrregiões brasileiras. Com base na discussão conceitual anterior sobre contiguidade e métricas de distância, adotou-se, nas aplicações empíricas, a seguinte configuração:

- **Conceituação da relação espacial:** contiguidade por arestas e vértices (regra da rainha, ou *queen contiguity*);
- **Métrica de distância subjacente:** distância Euclidiana entre centróides das microrregiões, utilizada quando necessário em procedimentos baseados em proximidade métrica;
- **Padronização:** matriz de pesos padronizada por linha (*row-standardized*).

Seja $\mathcal{R}$ o conjunto de microrregiões consideradas e, para cada $i \in \mathcal{R}$, seja P_i o polígono associado à microrregião i . A relação de vizinhança de primeira ordem do tipo queen é definida por

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \neq j \text{ e } P_i \cap P_j \neq \emptyset, \\ 0, & \text{caso contrário,} \end{cases}$$

isto é, duas microrregiões são consideradas vizinhas sempre que seus polígonos compartilham qualquer ponto em comum, seja um segmento de fronteira (aresta) ou apenas um vértice. Por construção, $w_{ii} = 0$ para todo $i \in \mathcal{R}$.

A escolha da contiguidade do tipo queen, em vez da regra mais restritiva do tipo rook, é justificada por três razões principais:

1. **Coerência com a geometria das microrregiões:** na malha de microrregiões do IBGE, é comum que algumas unidades se encontrem apenas em vértices, especialmente em pontos de encontro de múltiplos polígonos. A regra queen reconhece essas adjacências como vínculos espaciais, evitando que regiões com contatos diagonais relevantes sejam tratadas como completamente isoladas.
2. **Redução de problemas de ilhas e baixa conectividade:** ao incorporar adjacências por vértices, a contiguidade queen tende a produzir um grafo espacial mais bem conectado, reduzindo a ocorrência de microrregiões com muito poucos vizinhos (ou mesmo sem vizinhos), o que é desejável para a estabilidade de estatísticas como o índice de Moran e indicadores locais.
3. **Interpretação substantiva da interação:** no contexto da piscicultura e da agropecuária, fluxos de informação, insumos e produtos podem ser influenciados tanto por contatos lineares de fronteira quanto por proximidade em pontos de junção territorial. A regra queen, nesse sentido, é mais compatível com a ideia de interação regional em “bacias” ou blocos territoriais contíguos.

A partir da matriz binária $W = (w_{ij})$, constrói-se a matriz padronizada por linha $W^* = (w_{ij}^*)$, definida por

$$m_i = \sum_{j \in \mathcal{R}} w_{ij}, \quad w_{ij}^* = \begin{cases} \frac{w_{ij}}{m_i}, & \text{se } m_i > 0, \\ 0, & \text{se } m_i = 0, \end{cases}$$

para cada microrregião $i \in \mathcal{R}$. Quando $m_i > 0$, a i -ésima linha da matriz W^* soma 1, de modo que W^* pode ser interpretada como uma transformação que, aplicada a um vetor de valores regionais $\mathbf{z} = (z_i)_{i \in \mathcal{R}}$, produz um *lag espacial* dado por

$$(W^* \mathbf{z})_i = \sum_{j \in \mathcal{R}} w_{ij}^* z_j,$$

isto é, a média ponderada dos valores dos vizinhos de cada microrregião i .

A padronização por linha é particularmente conveniente do ponto de vista estatístico por diversas razões:

- torna comparáveis, em termos de escala, os lags espaciais de microrregiões com diferentes números de vizinhos, uma vez que todos são expressos como médias ponderadas;

- simplifica a interpretação de estatísticas como o índice de Moran, em que produtos da forma $z_i(W^*\mathbf{z})_i$ representam, de maneira intuitiva, a associação entre o valor local e a média dos vizinhos;
- contribui para a estabilidade numérica de algoritmos que dependem de iterações envolvendo W^* , ao restringir a magnitude dos autovalores da matriz em muitas configurações usuais.

A distância Euclidiana entre centróides, por sua vez, não entra diretamente na definição da matriz de contiguidade utilizada nos principais testes de autocorrelação espacial, mas constitui a métrica subjacente em procedimentos em que a noção de proximidade física é relevante, como análises baseadas em vizinhos mais próximos (*k-nearest neighbors*) ou em funções de densidade espacial por núcleo (*kernel density*), quando empregados de forma exploratória. Formalmente, se $\mathbf{s}_i = (x_i, y_i)$ denota o centróide da microrregião i em um sistema de coordenadas projetadas, a distância Euclidiana entre i e j é dada por

$$d_E(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2},$$

e pode ser utilizada para definir pesos adicionais decrescentes com a distância ou para construir estruturas alternativas de vizinhança, quando necessário.

Em síntese, ao longo deste projeto:

- as estatísticas de autocorrelação espacial global e local (como o índice de Moran e os indicadores locais de associação espacial) são calculadas utilizando a matriz de pesos W^* , baseada em contiguidade do tipo queen de primeira ordem e padronizada por linha;
- os indicadores de estatística regional não espaciais (como quocientes locacionais, coeficientes de localização e índices de desigualdade) são construídos diretamente a partir de agregados regionais, independentemente de W^* , mas seus resultados são interpretados em diálogo com a estrutura espacial implícita na matriz de pesos;
- a análise multivariada e demais técnicas exploratórias utilizam as variáveis derivadas (por exemplo, RPI, LQ, AII e medidas de desigualdade), podendo, quando conveniente, considerar explicitamente a localização das microrregiões a partir de W^* para avaliar a presença de padrões espaciais nos escores ou agrupamentos obtidos.

As subseções seguintes apresentam, do ponto de vista estatístico, as definições formais das principais estatísticas espaciais utilizadas (em particular, o índice de Moran global, as estatísticas locais do tipo LISA e medidas de concentração espacial), bem como a forma como a matriz W^* entra em cada uma delas e as hipóteses nulas testadas.

5.12 TÉCNICAS GLOBAIS DE ANÁLISE ESPACIAL

As estatísticas globais de autocorrelação espacial fornecem um resumo sintético do padrão médio de dependência entre unidades geográficas, avaliando se a distribuição espacial de uma variável se aproxima de um arranjo aleatório, concentrado ou disperso. No contexto deste projeto, essas técnicas são utilizadas para verificar, em escala nacional, a presença e a intensidade de dependência espacial na produção de peixes de aquicultura e em indicadores derivados, como o quociente locacional e o índice de intensidade aquícola.

Nesta seção, são apresentadas as formulações e propriedades das principais estatísticas globais adotadas, com destaque para o índice de Moran global e para o estatístico General G de Getis–Ord, que servem como ponto de partida para as análises locais e multiescalares desenvolvidas posteriormente.

5.12.1 Medida global de autocorrelação espacial: índice de Moran

5.12.1.1 Motivação estatística e conceito de autocorrelação espacial

Considere uma variável quantitativa x_i observada em unidades espaciais $i \in \mathcal{R}$, com $|\mathcal{R}| = n$. Em termos clássicos, muitas abordagens estatísticas tratam os x_i como realizações independentes de uma mesma população. No contexto espacial, essa hipótese é frequentemente inadequada: valores observados em regiões vizinhas tendem a ser similares (ou, em certos processos, deliberadamente distintos), gerando *dependência espacial*.

A autocorrelação espacial corresponde precisamente à presença de associação estatística entre os valores de uma variável e a posição das unidades no espaço. O índice de Moran global I é uma estatística que sintetiza, em um único escalar, essa associação global, sob uma dada matriz de pesos espaciais W . Em termos intuitivos, o Moran global mede o grau em que regiões com valores acima (ou abaixo) da média estão cercadas por regiões com valores também acima (ou abaixo) da média, em comparação com o que seria esperado sob aleatoriedade espacial.

5.12.1.2 Notação e construção da estatística

Considere:

- x_i : valor da variável de interesse na microrregião i ;
- $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$: média amostral;
- $z_i = x_i - \bar{x}$: valor centrado;
- $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n)^\top$: vetor dos valores centrados.

Seja $W = (w_{ij})$ a matriz de pesos espaciais associada à malha de microrregiões, com $w_{ii} = 0$ e $w_{ij} > 0$ quando i e j são vizinhos (no presente estudo, contiguidade do tipo queen de primeira

ordem). Denote por

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$$

a soma total dos pesos. A forma clássica do índice de Moran global é dada por

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

Em notação matricial, a expressão acima pode ser reescrita como

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^\top W \mathbf{z}}{\mathbf{z}^\top \mathbf{z}}. \quad (2)$$

O numerador $\mathbf{z}^\top W \mathbf{z} = \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j$ agrega *produtos cruzados ponderados* entre o valor centrado em i e o valor centrado em seus vizinhos j , com pesos w_{ij} . O denominador $\mathbf{z}^\top \mathbf{z} = \sum_i z_i^2$ corresponde, a uma constante multiplicativa, à variância amostral de x_i .

Quando se utiliza uma matriz padronizada por linha W^* , isto é,

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{k=1}^n w_{ik}}, \quad m_i = \sum_{k=1}^n w_{ik} > 0,$$

o termo

$$(W^* \mathbf{z})_i = \sum_{j=1}^n w_{ij}^* z_j$$

pode ser interpretado como um *lag espacial* ou média ponderada dos vizinhos de i . Nesse caso, o índice de Moran pode ser visto como uma correlação entre z_i e o lag espacial $(W^* \mathbf{z})_i$, uma vez que

$$\mathbf{z}^\top W^* \mathbf{z} = \sum_{i=1}^n z_i (W^* \mathbf{z})_i,$$

e, dividindo-se por $\mathbf{z}^\top \mathbf{z}$, obtém-se algo análogo a uma covariância normalizada entre valor local e média dos vizinhos.

5.12.1.3 Relação com correlação clássica

A forma geral em (2),

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^\top W \mathbf{z}}{\mathbf{z}^\top \mathbf{z}},$$

é formalmente semelhante a um coeficiente de correlação entre dois vetores: o vetor de valores centrados $\mathbf{z}$ e o vetor de lags espaciais $W \mathbf{z}$. Se W for escolhido de modo que $S_0 = n$ (o que

ocorre, por exemplo, sob certas normalizações), então

$$I = \frac{\mathbf{z}^\top W \mathbf{z}}{\mathbf{z}^\top \mathbf{z}}$$

é exatamente a correlação entre z_i e $(W\mathbf{z})_i$ quando a variância de $W\mathbf{z}$ é igual à de $\mathbf{z}$. Em geral, o fator n/S_0 ajusta a escala de forma que I fique, sob condições usuais (especialmente com padronização por linha), aproximadamente contido no intervalo $[-1, 1]$.

Valores positivos de I indicam associação espacial positiva (semelhança entre vizinhos), valores negativos indicam associação espacial negativa (dissimilaridade entre vizinhos) e valores próximos de zero são compatíveis com ausência de autocorrelação espacial global.

5.12.1.4 Hipótese nula, valor esperado e variância sob aleatorização

O índice de Moran é uma estatística inferencial: sua interpretação se dá em relação a uma hipótese nula de aleatoriedade espacial. O esquema de aleatorização mais comum supõe que:

- o grafo espacial (matriz W) é fixo;
- o vetor de valores $\mathbf{x}$ é embaralhado aleatoriamente sobre as n unidades, preservando sua distribuição marginal.

Sob essa hipótese de aleatoriedade espacial, o valor esperado do índice de Moran é dado por

$$\mathbb{E}[I] = -\frac{1}{n-1}, \quad (3)$$

independentemente de W . Assim, mesmo sob ausência de autocorrelação espacial, espera-se que I seja levemente negativo em amostras finitas.

Para expressar a variância de I sob aleatorização, define-se, para conveniência,

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij},$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2,$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^n (w_{i\cdot} + w_{\cdot i})^2,$$

em que $w_{i\cdot} = \sum_{j=1}^n w_{ij}$ e $w_{\cdot i} = \sum_{j=1}^n w_{ji}$ são as somas de linha e de coluna, respectivamente. Além disso, consideram-se momentos da variável centrada, como

$$m_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i^2, \quad m_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i^4.$$

Sob o esquema de aleatorização, a variância de I pode ser escrita na forma

$$\text{Var}[I] = \mathbb{E}[I^2] - (\mathbb{E}[I])^2,$$

em que $\mathbb{E}[I^2]$ é função de S_0, S_1, S_2, m_2, m_4 . A expressão completa é algébricamente trabalhosa e, na prática, é obtida a partir de fórmulas fechadas implementadas em softwares de estatística espacial. Uma vez estimada $\text{Var}[I]$, o escore padronizado

$$z_I = \frac{I_{\text{obs}} - \mathbb{E}[I]}{\sqrt{\text{Var}[I]}} \quad (4)$$

pode ser comparado a uma distribuição normal padrão sob a hipótese nula, fornecendo um valor-p associado.

Em alternativa à aproximação normal assintótica, é possível utilizar *permutação aleatória*: gera-se uma distribuição empírica de I ao embaralhar repetidamente os valores de x sobre as unidades espaciais, recalculando o índice a cada permutação. O valor-p é então obtido como a proporção de permutações em que o índice simulado é tão extremo quanto o índice observado.

5.12.1.5 Interpretação estatística: sinal, magnitude e significância

Sob o esquema de aleatorização descrito, a interpretação do Moran global é sintetizada da seguinte forma:

- Se o valor-p é não significativo (por exemplo, $p > 0,05$), não se rejeita a hipótese nula de aleatoriedade espacial; o padrão observado pode ser compatível com uma das muitas configurações possíveis sob ausência de processos espaciais estruturados.
- Se o valor-p é pequeno e o escore $z_I > 0$, rejeita-se a aleatoriedade em favor de autocorrelação espacial *positiva*: regiões com valores altos tendem a estar próximas de regiões com valores altos, e regiões com valores baixos, próximas de regiões com valores baixos.
- Se o valor-p é pequeno e o escore $z_I < 0$, rejeita-se a aleatoriedade em favor de autocorrelação espacial *negativa*: regiões com valores altos tendem a estar cercadas por valores baixos, e vice-versa, sugerindo padrões de dispersão ou alternância espacial.

É importante ressaltar que I é uma estatística *global*: ela resume, em um único valor, o padrão de associação em toda a área de estudo. Assim como a média pode ser um resumo pobre em distribuições bimodais, o Moran global pode mascarar a existência de sub-regiões com padrões distintos. Por isso, resultados globais devem ser interpretados em conjunto com estatísticas locais e inspeções gráficas (mapas de valores, mapas de LISA, etc.).

5.12.1.6 Pertinência do uso do Moran global neste estudo

Do ponto de vista metodológico, o uso do Moran global neste projeto é justificado por:

1. **Tipo de dado.** As variáveis analisadas (como valor da produção aquícola, indicadores locacionais e o índice de intensidade aquícola) são quantitativas e observadas em unidades espaciais fixas (microrregiões), para as quais existe uma matriz de pesos bem definida, baseada em contiguidade queen de primeira ordem. O índice de Moran é, por construção, apropriado para esse tipo de dado areal.
2. **Complemento às medidas de desigualdade não espaciais.** Índices como Gini, Theil, Atkinson e coeficientes de localização capturam a desigualdade entre regiões e a especialização setorial, mas ignoram a posição espacial das microrregiões. O Moran global acrescenta a esse diagnóstico a dimensão espacial, ao incorporar a matriz W^* na avaliação da estrutura dos padrões observados.
3. **Papel como etapa de triagem espacial.** Antes de avançar para estatísticas locais (LISA, Getis–Ord) ou análises multivariadas que reconhecem explicitamente a localização, é metodologicamente consistente verificar se há evidência de autocorrelação espacial global. Um Moran global não significativo sugere cautela na interpretação de padrões locais isolados; um Moran global significativamente positivo indica a presença de um componente espacial sistêmico que merece exploração detalhada.
4. **Implementação consolidada e comparabilidade.** A formulação adotada do índice de Moran é a clássica na literatura de estatística espacial, implementada em softwares de referência como GeoDa e ArcGIS. Neste projeto, utiliza-se o ArcGIS para o cálculo de I , do valor esperado, da variância, do escore z_I e do valor-p, a partir da matriz W^* especificada previamente, assegurando consistência com a teoria e com outras aplicações empíricas.

Em síntese, o índice de Moran global é utilizado neste projeto como estatística de primeira linha para testar formalmente a presença de autocorrelação espacial nos indicadores territoriais da piscicultura aquícola, combinando uma definição baseada em produtos cruzados ponderados, uma interpretação como correlação entre valores locais e lags espaciais e uma fundamentação inferencial clara sob hipóteses de aleatoriedade espacial.

5.12.2 Estatística global de concentração alto–baixo: Getis–Ord General G

5.12.2.1 Motivação estatística e ideia central

Enquanto o índice de Moran global mede autocorrelação espacial de forma simétrica (valores altos próximos de valores altos e valores baixos próximos de valores baixos), a estatística Getis–Ord General G foi construída para responder a uma pergunta mais específica: os valores altos (ou, alternativamente, os valores baixos) de uma variável não negativa tendem a se concentrar espacialmente em maior grau do que seria esperado ao acaso?

Em outras palavras:

- o Moran I informa se há associação espacial geral entre valores semelhantes, independentemente de serem altos ou baixos;
- o General G enfatiza a concentração de *extremos*, sobretudo da cauda superior da distribuição (“hotspots” de valores altos) ou, por simetria, da cauda inferior (“coldspots” de valores baixos).

No contexto deste projeto, esse enfoque é relevante porque a piscicultura apresenta forte assimetria: poucas microrregiões concentram níveis muito elevados de produção ou intensidade aquícola, enquanto a maioria apresenta níveis modestos. Interessa, portanto, verificar se essas microrregiões de alta intensidade formam blocos espaciais coerentes ou se estão dispersas no território.

5.12.2.2 Definição formal da estatística

Considere:

- n unidades espaciais (microrregiões), indexadas por $i = 1, \dots, n$;
- uma variável de interesse $y_i \geq 0$ (por exemplo, valor da produção aquícola ou índice de intensidade aquícola);
- uma matriz de pesos espaciais $W = (w_{ij})$, com $w_{ii} = 0$ e $w_{ij} \geq 0$ medindo a intensidade de relação espacial entre i e j .

Na aplicação deste projeto, W é uma matriz de contiguidade do tipo queen (compartilhamento de aresta ou vértice entre microrregiões), com pesos binários $w_{ij} \in \{0, 1\}$ e sem padronização por linha.

A forma global da estatística Getis–Ord General G é definida por

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} y_i y_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_i y_j}. \quad (5)$$

O denominador em (5),

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_i y_j,$$

representa a soma de todas as interações potenciais entre valores da variável, considerando todos os pares ordenados (i, j) , independentemente da localização espacial. O numerador,

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} y_i y_j,$$

restringe essa soma ao conjunto de pares considerados vizinhos segundo W .

Assim, G pode ser interpretado como a fração da “massa” total de y (em termos de produtos $y_i y_j$) que está concentrada em pares de unidades espacialmente vizinhas. Quando os pesos são binários e a variável é não negativa, G assume tipicamente valores entre 0 e 1:

- valores relativamente altos de G indicam que grande parte da contribuição de $y_i y_j$ provém de pares vizinhos, o que é compatível com concentração espacial de valores elevados;
- valores próximos ao esperado sob aleatoriedade espacial sugerem ausência de concentração espacial global de altos ou baixos valores.

5.12.3 Hipótese nula, aleatoriedade espacial e inferência

Como o Moran global, o General G é uma estatística global inferencial e deve ser interpretado em relação a uma hipótese nula de aleatoriedade espacial. Adota-se o esquema de aleatorização em que:

- a matriz de pesos W é fixa (estrutura de vizinhança dada);
- o conjunto de valores $\{y_i\}$ é mantido fixo;
- a aleatoriedade decorre de permutar os valores y_i entre as n unidades espaciais.

A hipótese nula pode ser formulada como:

$$H_0 : \text{não há concentração espacial sistemática de valores altos ou baixos de } y_i,$$

isto é, o padrão observado é compatível com completa aleatoriedade espacial.

Sob H_0 , a estatística G possui um valor esperado $\mathbb{E}[G]$ e uma variância $\text{Var}(G)$ que dependem da estrutura de pesos W e da distribuição dos valores de y_i . Em termos gerais, a inferência é conduzida a partir do escore padronizado

$$z_G = \frac{G_{\text{obs}} - \mathbb{E}[G]}{\sqrt{\text{Var}(G)}}. \quad (6)$$

Para n suficientemente grande e sob condições regulares, z_G é aproximado por uma distribuição normal padrão sob H_0 , permitindo o cálculo de um valor-p associado.

Alternativamente à aproximação normal, pode-se empregar um procedimento de permutação: geram-se muitas permutações aleatórias dos valores $\{y_i\}$ sobre as unidades espaciais, calcula-se G para cada permutação e obtém-se uma distribuição empírica de G sob aleatoriedade espacial, a partir da qual o valor-p é estimado.

A regra de decisão pode ser sintetizada da seguinte forma:

- valor-p não significativo: não se rejeita H_0 ; o padrão observado é compatível com ausência de concentração global de altos ou baixos valores;

- valor-p significativo e $z_G > 0$: $G_{\text{obs}} > \mathbb{E}[G]$; há evidência de *concentração espacial de valores altos* (“hotspots” globais);
- valor-p significativo e $z_G < 0$: $G_{\text{obs}} < \mathbb{E}[G]$; há evidência de *concentração espacial de valores baixos* (“coldspots” globais).

5.12.4 Comparação conceitual com o Moran global

Embora o índice de Moran e o General G sejam ambos indicadores globais de autocorrelação espacial, eles capturam aspectos distintos do padrão espacial:

- **Moran I global:**
 - trabalha com valores centrados $z_i = x_i - \bar{x}$;
 - trata simetricamente altos e baixos (associação geral entre valores semelhantes);
 - responde à pergunta: “há autocorrelação espacial na variável como um todo?”.
- **Getis–Ord General G :**
 - trabalha com a variável em nível $y_i \geq 0$, sem centramento explícito;
 - enfatiza coocorrência de valores elevados (e, por simetria, de valores reduzidos quando $z_G < 0$);
 - responde à pergunta: “os valores mais altos (ou mais baixos) da variável estão mais concentrados no espaço do que se esperaria ao acaso?”.

Na prática, podem ocorrer situações em que:

- o Moran I é significativo e o General G não: altos e baixos formam blocos distintos e, embora haja autocorrelação geral, a concentração da cauda superior não é tão pronunciada em termos globais;
- o General G é significativo com Moran I modesto: poucos “hotspots” de valores muito elevados dominam o numerador de G , mesmo que o padrão geral da variável não seja fortemente autocorrelacionado.

Neste estudo, essa complementaridade é explorada para distinguir padrões espaciais gerais (captados pelo Moran global) de padrões de concentração da cauda superior ou inferior (captados pelo General G) nas métricas de produção aquícola e intensidade.

5.12.4.1 Propriedades estatísticas e limitações

Do ponto de vista estatístico, o General G apresenta propriedades que justificam seu uso, mas também impõem cautelas:

1. **Exigência de variáveis não negativas.** A estatística foi concebida para $y_i \geq 0$. A presença de valores negativos compromete a interpretação da proporção de coocorrência de “altos valores”. Nas aplicações deste projeto, as variáveis (valores monetários, quantidades produzidas, índices positivos) satisfazem essa restrição.
2. **Sensibilidade à cauda superior (outliers).** Como o numerador envolve termos $y_i y_j$, regiões com valores muito elevados têm contribuição quadrática. Um pequeno conjunto de microrregiões extremamente intensas pode dominar o valor de G , sugerindo forte concentração de altos mesmo que essa concentração esteja limitada a poucos pares vizinhos.
3. **Dependência da matriz de pesos W .** A definição de vizinhança determina quais pares entram no numerador. Mudanças em W (por exemplo, de contiguidade queen para um critério de distância) podem alterar significativamente G e o escore z_G , o que exige uma escolha teoricamente fundamentada da estrutura de pesos. Neste projeto, utiliza-se contiguidade queen entre microrregiões, em consonância com a discussão anterior sobre a geometria da malha territorial.
4. **Natureza global da estatística.** Assim como o Moran, o General G resume o padrão em um único valor e não informa onde, no espaço, estão localizados os agrupamentos de altos ou baixos valores. A identificação espacial desses agrupamentos requer o uso de estatísticas locais (como o G_i^* local ou o LISA), tratadas em subseções específicas.
5. **Influência da escala e da agregação espacial.** O General G é sensível à escala de análise (microrregiões versus municípios) e à forma dos polígonos. Mudanças na malha territorial podem alterar o número de vizinhos e o conjunto de pares considerados, modificando a estatística.

5.12.4.2 Pertinência do uso do General G neste estudo

No contexto deste projeto em Estatística, a inclusão do Getis–Ord General G é metodologicamente coerente pelas seguintes razões:

- As variáveis analisadas (produção aquícola, intensidade aquícola, participação relativa) são não negativas e frequentemente assimétricas, o que torna relevante uma estatística sensível à cauda superior da distribuição.
- A matriz de pesos W é binária, baseada em contiguidade queen e não padronizada, em linha com recomendações usuais para aplicação do General G em dados areais.

- O General G complementa:
 - os índices de desigualdade (Gini, Theil, Atkinson), que quantificam concentração “não espacial”;
 - o Moran global, que quantifica autocorrelação espacial agregada;
 oferecendo um diagnóstico específico sobre a concentração espacial de microrregiões de alta (ou baixa) intensidade aquícola.
- Em termos substantivos, permite responder a questões como:
 - se os grandes polos da piscicultura brasileira formam um “cinturão” espacial coeso de alta intensidade;
 - se, ao longo do período analisado, a atividade se torna mais concentrada em poucos blocos regionais ou mais difusa.

Em síntese, o Getis–Ord General G é utilizado neste projeto como estatística global complementar, focalizada na concentração espacial de extremos da distribuição de indicadores aquícolas. Sua formulação em termos de produtos cruzados ponderados, sua interpretação como proporção da “massa” da variável concentrada entre vizinhos e sua fundamentação inferencial sob aleatoriedade espacial o tornam um instrumento adequado para aprofundar a caracterização estatística da dimensão territorial da piscicultura, em diálogo com o Moran global e com os índices de desigualdade e localização discutidos em seções anteriores.

5.13 TÉCNICAS LOCAIS DE ANÁLISE ESPACIAL

As estatísticas globais de autocorrelação espacial, como o índice de Moran global e o General G de Getis–Ord, fornecem um resumo sintético do padrão médio de dependência espacial no conjunto de microrregiões, mas não permitem identificar *onde*, no espaço, esses padrões se manifestam com maior intensidade, nem distinguir explicitamente entre núcleos de aglomeração e unidades que se comportam como valores atípicos em relação ao entorno.

Para explorar essa heterogeneidade espacial, recorre-se a técnicas locais de análise espacial, que associam a cada unidade uma estatística própria de associação com seus vizinhos, permitindo mapear *clusters* de alta e baixa intensidade, bem como *outliers* espaciais. Nesta seção, são apresentados os indicadores locais de associação espacial (LISA), com ênfase no Moran local univariado, que constituem a base para a identificação e interpretação de padrões territoriais específicos na produção de peixes de aquicultura.

5.13.1 Indicadores locais de associação espacial (LISA): Moran local univariado

5.13.1.1 Motivação estatística e ideia geral

As estatísticas globais de autocorrelação espacial, como o índice de Moran global, sintetizam em um único escalar o padrão médio de dependência espacial presente nos dados. Embora úteis como diagnóstico inicial, essas estatísticas não informam *onde* no espaço os padrões de associação são mais intensos, nem permitem distinguir de forma explícita entre regiões que participam de aglomerações (clusters) e regiões que se comportam como valores atípicos espaciais (outliers).

Para lidar com essa heterogeneidade espacial, Anselin introduziu o conceito de *Local Indicators of Spatial Association* (LISA). Em termos formais, uma estatística local I_i associada à unidade espacial i é considerada um LISA se satisfaz duas propriedades fundamentais:

1. A soma (ou combinação linear apropriada) das estatísticas locais é proporcional a uma estatística global de autocorrelação espacial.
2. É possível derivar (analiticamente ou por simulação) a distribuição de I_i sob uma hipótese nula de aleatoriedade espacial, permitindo inferência local.

No caso univariado, o LISA de Moran corresponde à extensão local direta do Moran global e constitui a principal estatística local utilizada neste projeto para identificar padrões de associação espacial na produção aquícola e em seus indicadores derivados.

5.13.1.2 Definição formal e decomposição do Moran global

Considere uma variável de interesse x_i observada em n unidades espaciais ($i = 1, \dots, n$), com média amostral

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

e desvio padrão amostral $s > 0$. Define-se a variável padronizada:

$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}, \quad i = 1, \dots, n,$$

e o vetor correspondente $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_n)^\top$.

Seja $W = (w_{ij})$ uma matriz de pesos espaciais, com $w_{ii} = 0$ e $w_{ij} \geq 0$, usualmente padronizada por linha, de modo que

$$\sum_{j=1}^n w_{ij} = 1 \quad \text{para todo } i.$$

Nessas condições, o *Moran local* (LISA univariado) para a unidade i é definido por:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j = z_i (W\mathbf{z})_i, \quad (7)$$

em que $(W\mathbf{z})_i = \sum_j w_{ij} z_j$ representa o *lag espacial* ou média ponderada dos vizinhos de i .

O Moran global pode ser reescrito em termos dos indicadores locais. Recordando que, na forma matricial,

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^\top W \mathbf{z}}{\mathbf{z}^\top \mathbf{z}}, \quad S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij},$$

e observando que

$$\mathbf{z}^\top W \mathbf{z} = \sum_{i=1}^n z_i (W\mathbf{z})_i = \sum_{i=1}^n I_i,$$

tem-se a decomposição

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n I_i}{\sum_{i=1}^n z_i^2}. \quad (8)$$

Assim, o Moran global é proporcional à soma dos indicadores locais, o que garante a coerência entre a análise global e a análise local e satisfaz a primeira propriedade da definição de LISA.

Do ponto de vista estatístico, o termo I_i em (7) mede a covariância local entre o valor padronizado z_i e o lag espacial $(W\mathbf{z})_i$. Valores positivos de grande magnitude indicam que z_i e seus vizinhos têm sinais coincidentes e, em geral, amplitudes similares, enquanto valores negativos indicam oposição entre o valor local e o contexto vizinho.

5.13.1.3 Hipótese nula local e inferência por permutação

A inferência para o LISA univariado é construída em torno de uma hipótese nula de aleatoriedade espacial local. O esquema de aleatorização mais comum supõe que:

- a matriz de pesos W e as localizações das unidades são fixas;
- o conjunto de valores $\{x_i\}$ (ou, de forma equivalente, $\{z_i\}$) é fixo;
- a aleatoriedade decorre da permutação dos valores de x entre as unidades espaciais.

Sob essa hipótese,

$$H_0 : \text{a posição espacial da unidade } i \text{ é irrelevante para o valor de } x_i,$$

isto é, não há associação sistemática entre x_i e os valores nas vizinhanças definidas por W . Nesse contexto, I_i é tratado como uma estatística local cuja distribuição sob H_0 depende da combinação específica de vizinhos de i .

A distribuição exata de I_i sob permutação é, em geral, intractável analiticamente. Por isso, utiliza-se um procedimento de permutação Monte Carlo:

1. Permutam-se aleatoriamente os valores de x (ou z) entre as n unidades espaciais.
2. Para cada permutação $r = 1, \dots, R$, calcula-se o valor permutado $I_i^{(r)}$.
3. A coleção $\{I_i^{(r)}\}_{r=1}^R$ fornece uma aproximação empírica da distribuição de I_i sob H_0 .

O pseudo-valor-p associado à unidade i pode ser obtido como

$$p_i = \frac{\#\{r : |I_i^{(r)}| \geq |I_i^{\text{obs}}|\} + 1}{R + 1},$$

no caso de um teste bicaudal, ou com contagens unilaterais quando o interesse é focado em autocorrelação positiva (clusters) ou negativa (outliers). O software GeoDa implementa esse procedimento para cada unidade espacial, permitindo identificar regiões em que I_i é estatisticamente diferente do que seria esperado sob aleatoriedade espacial.

5.13.1.4 Classificação de padrões locais: clusters e outliers espaciais

Além do valor numérico de I_i e do respectivo pseudo-valor-p, a interpretação substantiva do Moran local é usualmente feita a partir da combinação de:

- o sinal de z_i (valor local em relação à média);
- o sinal do lag espacial $(Wz)_i$ (contexto vizinho em relação à média).

Essa combinação é análoga aos quadrantes do diagrama de dispersão de Moran e conduz à classificação:

- **Alto–Alto (High–High):** $z_i > 0$ e $(Wz)_i > 0$. A unidade i apresenta valor acima da média, cercada por vizinhos também acima da média. Associa-se a *clusters locais de alta intensidade*.
- **Baixo–Baixo (Low–Low):** $z_i < 0$ e $(Wz)_i < 0$. A unidade i apresenta valor abaixo da média, cercada por vizinhos igualmente baixos. Associa-se a *clusters locais de baixa intensidade*.
- **Alto–Baixo (High–Low):** $z_i > 0$ e $(Wz)_i < 0$. A unidade apresenta valor alto em contexto predominantemente de baixos; caracteriza um *outlier espacial positivo*.

- **Baixo–Alto (Low–High):** $z_i < 0$ e $(Wz)_i > 0$. A unidade apresenta valor baixo em contexto de altos; caracteriza um *outlier espacial negativo*.

Mapas de LISA combinam, para cada unidade, a significância de I_i e a classificação em quadrantes, fornecendo uma representação cartográfica dos principais blocos de associação espacial e das unidades que destoam do padrão local.

5.13.1.5 Propriedades estatísticas e limitações

Do ponto de vista estatístico, o LISA de Moran herda diversas propriedades do Moran global, mas apresenta especificidades decorrentes de seu caráter local:

1. **Dependência da matriz de pesos W .** A estatística I_i é função direta da linha i da matriz W . Modificações na regra de vizinhança (contiguidade rook ou queen, distâncias, número de vizinhos mais próximos) alteram os valores de $(Wz)_i$ e, conseqüentemente, a classificação dos padrões locais. Isso reforça a necessidade de justificar teoricamente a escolha de W .
2. **Invariância a transformações lineares.** Como z_i é obtido a partir da padronização de x_i , transformações do tipo $x_i^* = a + bx_i$ com $b > 0$ não alteram os valores de I_i , desde que a padronização seja refeita. Essa invariância de escala é desejável quando se trabalha com variáveis medidas em unidades monetárias ou físicas.
3. **Sensibilidade a valores extremos.** Valores extremos de x_i podem assumir grande peso na padronização (por meio de z_i) e, portanto, amplificar os valores de I_i , especialmente se tais valores extremos forem pouco comuns no contexto vizinho. Isso pode gerar outliers espaciais marcados que refletem tanto a estrutura espacial quanto a presença de caudas pesadas na distribuição da variável.
4. **Múltiplas comparações.** A aplicação do teste de significância para cada unidade i gera uma coleção de n testes simultâneos. Mesmo sob H_0 , espera-se que uma fração desses testes se mostre significativa ao nível α simplesmente por acaso. Em termos formais, trata-se de um problema de controle de erro tipo I em múltiplas comparações. Na prática, esse ponto é tratado por meio de ajustes (por exemplo, controle da taxa de falsos descobrimentos) ou, ao menos, pela interpretação cuidadosa de padrões espaciais, privilegiando estruturas extensas e consistentes em detrimento de unidades isoladas.
5. **Efeito da estrutura de variância da variável.** Em variáveis de taxa ou proporção com denominadores muito heterogêneos, a variância de x_i pode ser altamente instável entre unidades, o que afeta diretamente a padronização e a interpretação de z_i . Em tais situações, transformações estabilizadoras de variância ou técnicas de suavização podem ser necessárias antes da aplicação do LISA, para garantir que as diferenças espaciais não reflitam apenas a estrutura de variância e tamanho das unidades.

5.13.1.6 Pertinência do LISA univariado neste estudo

No contexto deste projeto, o LISA univariado é empregado como ferramenta central para detalhar a estrutura espacial da piscicultura aquícola, por razões específicas:

- **Complementaridade em relação às estatísticas globais.** O Moran global e o General G fornecem evidências sobre a presença de autocorrelação e concentração de extremos em escala nacional. O LISA permite desagregar esses resultados, identificando explicitamente quais microrregiões compõem *clusters* de alta ou baixa intensidade e quais se configuram como *outliers* espaciais.
- **Articulação com a noção de sistemas locais de produção.** A identificação de blocos espaciais Alto–Alto em variáveis como o valor da produção aquícola, o quociente locacional e o índice de intensidade aquícola fornece um ponto de partida quantitativo para interpretar esses agrupamentos como candidatos a sistemas locais de produção aquícola ou polos de especialização regional.
- **Coerência com a ênfase em rigor estatístico.** O LISA de Moran é uma estatística local bem definida, com decomposição clara do Moran global (8), hipótese nula explícita e procedimentos de inferência baseados em permutação. Sua adoção assegura que a caracterização territorial da piscicultura esteja ancorada em critérios formais de significância e não apenas em inspeções visuais de mapas.
- **Capacidade de lidar com heterogeneidade espacial.** Em um país com forte diversidade regional como o Brasil, é improvável que a estrutura de autocorrelação seja homogênea em toda a malha de microrregiões. O LISA permite explicitar essa heterogeneidade, mostrando, por exemplo, que determinadas macrorregiões apresentam padrões robustos de clusters Alto–Alto, enquanto outras exibem apenas agrupamentos de baixa intensidade ou outliers pontuais.

Dessa forma, o Moran local univariado é utilizado neste projeto não apenas como um recurso descritivo, mas como parte integrante da estratégia inferencial para compreender a dimensão espacial da piscicultura, em diálogo com as estatísticas globais, os índices de desigualdade e os conceitos de sistemas locais de produção discutidos em seções anteriores.

5.13.2 Estatística local de concentração alto–baixo: Getis–Ord G_i

5.13.2.1 Motivação estatística e ideia geral

A estatística local de Getis–Ord G_i foi proposta para identificar *concentrações locais* de valores elevados ou reduzidos de uma variável não negativa no espaço. Em contraste com o Moran local, que avalia a associação entre o valor padronizado de uma unidade e o valor médio de seus vizinhos, o G_i foca na *soma dos valores na vizinhança* da unidade analisada. A pergunta

central passa a ser: *a vizinhança de i concentra valores mais altos (ou mais baixos) do que seria esperado sob um padrão espacial aleatório?*

Do ponto de vista deste projeto, essa estatística é particularmente adequada para a piscicultura, uma vez que o interesse recai na detecção de *bolsões territoriais* de elevada produção ou intensidade aquícola (“hot spots”) e, de forma complementar, de áreas com concentração de baixos níveis de atividade (“cold spots”). Essas estruturas são relevantes para a interpretação de padrões de especialização regional e potenciais sistemas locais de produção aquícola.

5.13.2.2 Definição formal

Considere uma variável não negativa $x_j \geq 0$ observada em n unidades espaciais $j = 1, \dots, n$ (por exemplo, o valor da produção aquícola V^{AQ} , o valor adicionado agropecuário V^{AG} ou o índice de intensidade aquícola $AI I$). Seja $W(d) = (w_{ij}(d))$ uma matriz de pesos espaciais que codifica a vizinhança de i em função de um critério espacial (por exemplo, contiguidade rainha ou distância até um limiar d), assumindo-se $w_{ii}(d) = 0$.

Definem-se as somas:

$$S_T = \sum_{j=1}^n x_j \quad \text{e} \quad S_i(d) = \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_j.$$

A forma básica do estatístico local de Getis–Ord é

$$G_i(d) = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_j}{\sum_{j=1}^n x_j} = \frac{S_i(d)}{S_T}. \quad (9)$$

O numerador em (9) representa a soma dos valores de x na vizinhança de i (definida por $w_{ij}(d)$), enquanto o denominador corresponde à soma total de x em toda a área de estudo. Assim, $G_i(d)$ pode ser interpretado como a fração da “massa” total da variável que está concentrada em torno da unidade i . Quando os pesos são binários ($w_{ij} \in \{0, 1\}$) e $x_j \geq 0$, $G_i(d)$ é não negativo e a comparação entre diferentes unidades é essencialmente relativa: valores elevados de $G_i(d)$ indicam vizinhanças com maior concentração da variável, e valores muito baixos sugerem vizinhanças associadas a baixos níveis de x .

Na prática, o interesse não reside tanto no valor absoluto de $G_i(d)$, mas em saber se ele é *significativamente* maior ou menor do que seria esperado sob uma hipótese de aleatoriedade espacial.

5.13.2.3 Hipótese nula de aleatoriedade espacial e inferência

A interpretação inferencial de $G_i(d)$ é feita em relação a uma hipótese nula de ausência de associação espacial local. Adota-se o esquema de randomização condicional em que:

- as localizações das unidades espaciais e a matriz de pesos $W(d)$ são mantidas fixas;
- o conjunto de valores $\{x_1, \dots, x_n\}$ é mantido fixo;
- a aleatoriedade decorre da permutação de $\{x_j\}$ entre as unidades espaciais.

Sob essa hipótese nula,

H_0 : não há relação sistemática entre os valores de x_j e sua localização espacial,

de modo que qualquer concentração de altos ou baixos valores em torno da unidade i é atribuível ao acaso.

A estrutura de inferência se baseia na comparação de G_i^{obs} com a distribuição de G_i sob H_0 . Duas abordagens são possíveis:

1. **Aproximação assintótica.** Derivam-se o valor esperado $\mathbb{E}_0[G_i]$ e a variância $\text{Var}_0(G_i)$ sob randomização, a partir dos momentos de $\{x_j\}$ (como $S_T = \sum_j x_j$ e $S_2 = \sum_j x_j^2$) e das somas de pesos $W_i = \sum_j w_{ij}(d)$. O escore padronizado é

$$z_i = \frac{G_i^{\text{obs}} - \mathbb{E}_0[G_i]}{\sqrt{\text{Var}_0(G_i)}}, \quad (10)$$

e, sob condições assintóticas, é aproximado por uma distribuição normal padrão sob H_0 .

2. **Teste de permutação.** Geram-se R permutações aleatórias de $\{x_j\}$ entre as unidades, calcula-se $G_i^{(r)}$ para cada permutação $r = 1, \dots, R$ e obtém-se uma distribuição empírica de G_i sob H_0 . O pseudo-valor-p bicaudal pode ser estimado por

$$p_i = \frac{\#\{r : |G_i^{(r)}| \geq |G_i^{\text{obs}}|\} + 1}{R + 1},$$

com versões unilaterais quando o interesse recai em clusters de altos ou de baixos valores.

A interpretação é análoga à de outras estatísticas locais:

- z_i significativamente **positivo** $\Rightarrow$ vizinhança de i concentra valores elevados de x (“hot spot” local);
- z_i significativamente **negativo** $\Rightarrow$ vizinhança de i concentra valores reduzidos de x (“cold spot”);
- z_i não significativo $\Rightarrow$ não há evidência de concentração local diferenciada em torno de i , dado o padrão global.

5.13.2.4 Propriedades estatísticas e limitações

Algumas propriedades e limitações são relevantes para o uso de $G_i(d)$ em um trabalho de Estatística:

1. **Foco em concentração de nível, não em correlação.** Enquanto o Moran local mede a associação linear entre o valor local (padronizado) e a média dos vizinhos, o $G_i(d)$ baseia-se em somas ponderadas de níveis. Portanto, ele é mais adequado para detectar concentrações de *volume absoluto ou relativo* (por exemplo, grandes massas de produção aquícola) do que para capturar relações de correlação linear.
2. **Dependência da matriz de pesos e da escala.** O valor de $G_i(d)$ depende fortemente da definição de vizinhança ($w_{ij}(d)$) e do parâmetro de escala d . Critérios como contiguidade (rook/queen), distâncias fixas ou k -vizinhos mais próximos geram diferentes conjuntos de vizinhos e, portanto, diferentes padrões de “hot” e “cold spots”. A escolha de $W(d)$ deve ser justificada em termos conceituais e setoriais, e o resultado empírico deve ser interpretado à luz dessa escolha.
3. **Restrição a variáveis não negativas.** A formulação original de Getis–Ord supõe $x_j \geq 0$. No caso deste projeto, essa condição é satisfeita, pois as variáveis utilizadas (produção, valores monetários, índices de intensidade) são não negativas por construção.
4. **Sensibilidade a valores extremos e à agregação espacial.** Como $G_i(d)$ é uma soma ponderada de x_j , regiões cuja vizinhança contém poucos polígonos com valores muito altos podem gerar $G_i(d)$ elevado. Alterações na malha de agregação (por exemplo, trabalhar com municípios em vez de microrregiões) afetam tanto os valores de x_j quanto a estrutura de $W(d)$, o que pode modificar substancialmente o mapa de $G_i(d)$.
5. **Correlação entre estatísticas locais e múltiplas comparações.** Os valores de $G_i(d)$ não são independentes entre si, pois as vizinhanças se sobrepõem. Além disso, ao testar significância para cada unidade, realizam-se n testes simultâneos, o que introduz o problema de múltiplas comparações. Na prática, isso recomenda interpretar os mapas de significância com cautela, privilegiando padrões espaciais robustos (conjuntos contíguos de unidades significativas) em vez de focar em unidades isoladas.
6. **Relação com estatísticas globais.** Diferentemente do Moran local, os $G_i(d)$ não decompõem diretamente uma estatística global (como o General G) em contribuições locais com proporcionalidade exata. Ainda assim, funcionam como indicadores locais de concentração alto–baixo coerentes com a lógica do General G e com a noção de “hot spots” globais e locais.

5.13.2.5 Pertinência do uso do G_i neste estudo

Neste projeto, o estatístico local $G_i(d)$ é utilizado como técnica complementar ao Moran local univariado para detalhar a organização territorial da produção de peixes de aquicultura. Em particular, seu uso é justificado por:

- **Ênfase em concentração de intensidade aquícola.** O $G_i(d)$ permite identificar regiões cujas vizinhanças concentram grandes volumes de produção ou alta intensidade aquícola, oferecendo um critério estatístico para localizar “núcleos” produtivos que podem ser interpretados como candidatos a sistemas locais de produção aquícola.
- **Complementaridade com o Moran local.** Enquanto o Moran local distingue padrões Alto–Alto, Baixo–Baixo, Alto–Baixo e Baixo–Alto em termos de correlação entre valores locais e vizinhos, o $G_i(d)$ fornece uma medida direta de concentração de nível na vizinhança. A combinação de ambas as estatísticas permite separar situações de forte correlação em níveis moderados de produção daquelas em que há, de fato, concentração de grandes volumes produtivos.
- **Coerência com a abordagem global.** O uso de $G_i(d)$ está alinhado com a utilização do General G na análise global: ambos são estatísticas de concentração alto–baixo, porém o General G resume o padrão para toda a malha espacial, e o $G_i(d)$ o detalha localmente. Essa coerência facilita a narrativa metodológica e interpretativa em torno de “hotspots” e “coldspots” de piscicultura.
- **Aderência a uma perspectiva estatística.** O $G_i(d)$ dispõe de hipótese nula explícita, estrutura de inferência bem definida (assintótica ou via permutação) e propriedades estatísticas conhecidas. Dessa forma, sua adoção contribui para manter a análise territorial da piscicultura ancorada em técnicas formais de Estatística Espacial, em consonância com os objetivos de rigor metodológico deste projeto.

Em síntese, a estatística local de Getis–Ord $G_i(d)$ é empregada para identificar, com base em critérios estatísticos, os principais focos territoriais de concentração de produção e intensidade aquícola, complementando a leitura fornecida pelos indicadores globais e pelos demais métodos de análise espacial adotados neste trabalho.

5.13.3 Estatística Local de Geary

A estatística local de Geary insere-se no quadro dos indicadores locais de associação espacial (LISA), tendo como objetivo quantificar, para cada unidade espacial i , o grau de dissimilaridade entre o seu valor e os valores observados em suas vizinhanças, dadas por uma matriz de pesos espaciais $\mathbf{W} = [w_{ij}]$. Trata-se, portanto, de uma medida local de autocorrelação espacial baseada em diferenças ao quadrado, em contraste com a ênfase em produtos cruzados presente na estatística local de Moran.

Considere uma variável de interesse x_i observada em $i = 1, \dots, n$ regiões, com média

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i,$$

e forma padronizada

$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_x}, \quad s_x^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2.$$

Seja ainda $\mathbf{W}$ uma matriz de pesos espaciais binária, possivelmente padronizada por linha, respeitando a estrutura de vizinhança definida anteriormente (por exemplo, contiguidade rainha de primeira ordem). Denote $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ o somatório dos pesos.

Formulação global e decomposição local

A versão global da estatística de Geary é dada por

$$C = \frac{(n-1)}{2S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}.$$

Valores de C menores que 1 sugerem autocorrelação espacial positiva (regiões vizinhas tendem a apresentar valores semelhantes), enquanto valores maiores que 1 indicam autocorrelação espacial negativa (vizinhos com valores muito distintos).

A estatística local de Geary decorre da decomposição do somatório duplo em contribuições específicas por unidade espacial. Definindo

$$c_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} (z_i - z_j)^2,$$

obtém-se a relação

$$C \propto \sum_{i=1}^n c_i,$$

de modo que c_i funciona como contribuição local de i para o valor global de C . Em termos operacionais, c_i é o valor da estatística local de Geary para a unidade espacial i .

5.13.3.1 Propriedades e interpretação

A estatística local de Geary é construída a partir de diferenças ao quadrado $(z_i - z_j)^2$, de modo que:

- Para uma região i cujos vizinhos j apresentam valores muito semelhantes ($z_i \approx z_j$), os

termos $(z_i - z_j)^2$ tendem a ser pequenos, resultando em valores reduzidos de c_i . Esses casos são interpretados como evidência de autocorrelação espacial positiva local, isto é, *clusters* de similitude (que podem ser, por exemplo, grupos de altas produções ou de baixas produções).

- Quando uma região i apresenta valor muito distinto dos seus vizinhos (por exemplo, z_i elevado rodeado por z_j baixos, ou vice-versa), as diferenças $(z_i - z_j)^2$ se tornam grandes, produzindo valores elevados de c_i . Esses casos configuram *outliers espaciais*, associados a autocorrelação espacial negativa local.

Diferentemente do local de Moran, que se baseia em produtos cruzados $z_i z_j$ e enfatiza covariância espacial, o local de Geary enfatiza variação local (dissimilaridade) entre cada unidade e seus vizinhos. Como consequência:

- c_i é sensível a mudanças pontuais nas vizinhanças imediatas, capturando contrastes locais marcantes mesmo quando o padrão global de autocorrelação é moderado.
- Pequenas mudanças em z_i ou nos vizinhos z_j podem alterar de forma expressiva o valor de c_i em regiões de fronteira entre áreas de alta e baixa intensidade da variável.

Na prática, costuma-se classificar as unidades com base na significância de c_i e no valor de z_i , distinguindo, por exemplo:

- **Clusters de similitude (autocorrelação positiva local):** unidades com c_i significativamente baixo, podendo ser interpretadas como *alta–alta* (valores elevados cercados por elevados) ou *baixa–baixa* (valores baixos cercados por baixos).
- **Outliers espaciais (autocorrelação negativa local):** unidades com c_i significativamente alto, frequentemente interpretadas como *alta–baixa* ou *baixa–alta*, em que a unidade contrasta fortemente com o contexto de vizinhança.

5.13.3.2 Inferência e significância local

Assim como outras estatísticas LISA, a inferência para o local de Geary é usualmente baseada em um esquema de permutação condicional. Para cada unidade i , mantém-se fixa a estrutura de vizinhança w_{ij} e realiza-se um grande número de permutações aleatórias dos valores x_j (ou z_j) entre as regiões, calculando-se, a cada permutação, um valor permutado $c_i^{(b)}$. A partir da distribuição empírica $\{c_i^{(b)}\}$:

- calcula-se um *pseudo p*-valor para c_i , que quantifica a probabilidade de observar um valor tão extremo quanto o observado sob a hipótese nula de aleatoriedade espacial (ausência de autocorrelação local);

- define-se o nível de significância desejado (por exemplo, $\alpha = 0,05$) e identifica-se o conjunto de unidades com c_i estatisticamente significativo;
- aplicam-se correções para múltiplas comparações, quando necessário, dado que n testes locais são realizados simultaneamente.

5.13.3.3 Comparação com o Local de Moran e papel na análise

Em termos conceituais, o local de Geary e o local de Moran são estatísticas complementares:

- o local de Moran enfatiza padrões de associação linear entre z_i e $w_{ij}z_j$, funcionando como uma medida local de covariância espacial;
- o local de Geary enfatiza diferenças ao quadrado $(z_i - z_j)^2$, funcionando como uma medida local de variância/dissimilaridade espacial.

Na aplicação a dados de produção de peixes de aquicultura, o local de Moran é particularmente útil para identificar *clusters* de alta intensidade (regiões com valores elevados cercados por regiões igualmente elevadas) e de baixa intensidade, enquanto o local de Geary é especialmente informativo para detectar transições espaciais bruscas, fronteiras entre áreas especializadas e não especializadas, e unidades que se comportam como outliers espaciais em relação aos seus vizinhos.

Ao combinar os resultados do local de Moran e do local de Geary, obtém-se uma caracterização mais rica da estrutura espacial da piscicultura: são identificados tanto *núcleos* de alta (ou baixa) intensidade, quanto regiões de contraste acentuado, potencialmente associadas a discontinuidades em políticas públicas, infraestrutura, disponibilidade de recursos hídricos ou inserção em cadeias produtivas específicas.

5.14 SÍNTESE DO PERCURSO METODOLÓGICO

O conjunto de procedimentos descritos nesta seção define uma estratégia estatística integrada para a análise da dimensão territorial da produção de peixes de aquicultura no Brasil, no período de 2013 a 2021, em diferentes escalas espaciais (microrregiões e, em etapas específicas, municípios). Em um primeiro nível, foram construídos indicadores sub-regionais de estrutura produtiva, como o índice de participação relativa (*RPI*), a participação relativa agropecuária (*RPI-AGRI*) e o quociente locacional (*LQ*), bem como o índice de intensidade aquícola (*AII*), concebido como medida composta da especialização relativa e da importância absoluta da atividade. Esses indicadores permitiram quantificar, de forma comparável entre regiões e ao longo do tempo, o grau de inserção da piscicultura na economia agrícola regional.

Em um segundo nível, recorreu-se a métricas sintéticas de desigualdade, como os índices de Gini, Theil e Atkinson, o coeficiente de localização e o índice de Gini ponderado, aplicados tanto a variáveis de volume (valor da produção aquícola, valor adicionado agropecuário) quanto ao

próprio *III*. Essa etapa fornece uma visão macro da concentração territorial da piscicultura e da sua relação com a estrutura agropecuária, permitindo avaliar em que medida poucos territórios concentram parcela expressiva da produção ou da intensidade aquícola.

Por fim, a dimensão espacial propriamente dita foi incorporada por meio da especificação de matrizes de pesos espaciais baseadas em contiguidade (regra da rainha) e distância euclidiana, com padronização por linha, e pela aplicação de estatísticas de autocorrelação espacial globais (Moran I e General G de Getis–Ord) e locais (Moran local, G_i local e Geary local). As estatísticas globais permitem testar a presença de dependência espacial na distribuição de indicadores selecionados, enquanto as estatísticas locais identificam *clusters* de alta e baixa intensidade, *hotspots* de concentração e fronteiras espaciais marcadas por fortes dissimilaridades.

Em conjunto, esses procedimentos oferecem um arcabouço estatístico coerente para caracterizar a especialização, a concentração e a organização espacial da piscicultura, preparando o terreno para a discussão, nos capítulos seguintes, dos padrões territoriais observados e de suas implicações para a compreensão de sistemas locais de produção aquícola.

6 DESENVOLVIMENTO

Este capítulo apresenta e discute os resultados empíricos obtidos a partir da aplicação dos indicadores e técnicas estatísticas descritos em Materiais e Métodos. O foco recai na análise da dimensão territorial da produção de peixes de aquicultura no Brasil entre 2013 e 2021, articulando medidas descritivas, índices locacionais, métricas de desigualdade e estatísticas espaciais globais e locais.

A estratégia de exposição segue o próprio percurso metodológico do estudo. Inicialmente, examina-se o comportamento agregado da atividade, por meio de estatísticas descritivas da produção e do valor da piscicultura e de sua relação com o valor adicionado agropecuário. Em seguida, exploram-se os indicadores de participação relativa e de especialização regional, destacando como a piscicultura se insere nas estruturas produtivas das microrregiões brasileiras.

Na sequência, analisam-se medidas sintéticas de desigualdade e concentração territorial, permitindo avaliar em que medida a produção de peixes de aquicultura se distribui de forma mais ou menos concentrada entre as unidades espaciais ao longo do período de estudo. A partir daí, incorporam-se explicitamente as dependências espaciais, por meio de estatísticas globais de autocorrelação, que sumarizam a presença de padrões de aglomeração ou dispersão no conjunto do território.

Por fim, utilizam-se indicadores locais de associação espacial para identificar *clusters* e *outliers* de alta e baixa presença da atividade, bem como configurações espaciais compatíveis com a ideia de sistemas locais de produção aquícola. Ao longo das subseções, a interpretação dos resultados é conduzida de forma a manter o vínculo com os objetivos específicos definidos no início do trabalho, enfatizando o papel das medidas estatísticas — médias, dispersões, índices de desigualdade e estatísticas espaciais — na caracterização rigorosa dos padrões territoriais observados.

6.1 CARACTERIZAÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS ECONÔMICAS DA PISCICULTURA

Esta seção apresenta a descrição estatística das variáveis econômicas associadas à produção de peixes de aquicultura nas microrregiões brasileiras entre 2013 e 2021. O objetivo é explicitar a cobertura da base de dados, a distribuição marginal das variáveis em diferentes anos e no período agregado, a estrutura de correlação entre os indicadores e a posição relativa das microrregiões mais destacadas em termos de produção, valor da produção e preço implícito. Essa caracterização fornece a base empírica para as análises de concentração, especialização e intensidade aquícola desenvolvidas nas subseções seguintes.

6.1.1 Cobertura da base de dados e difusão territorial da piscicultura

A integração das bases do *Produto Interno Bruto dos Municípios* (valor adicionado bruto agropecuário, VAB agropecuário) e da *Produção da Pecuária Municipal* (produção física e valor da piscicultura) resulta em 558 microrregiões com informação de VAB agropecuário e 539 microrregiões com pelo menos um registro de produção de peixes de aquicultura no período 2013–2021. A Tabela 1 lista explicitamente as 19 microrregiões em que a base de piscicultura não apresenta dados, embora haja informação econômico-agropecuária.

Tabela 1 – Microrregiões com ausência de informação de produção aquícola na base analisada.

Código IBGE	Microrregião geográfica
15003	Almeirim – PA
24009	Angicos – RN
25012	Curimataú Ocidental – PB
25014	Esperança – PB
25019	Umbuzeiro – PB
26004	Sertão do Moxotó – PE
26008	Vale do Ipojuca – PE
26014	Vitória de Santo Antão – PE
26019	Fernando de Noronha – PE
28002	Carira – SE
29010	Jacobina – BA
29025	Livramento do Brumado – BA
32013	Itapemirim – ES
35047	Jundiaí – SP
35057	Osasco – SP
35058	Franco da Rocha – SP
35060	Itapeccerica da Serra – SP
35063	Santos – SP
41020	Jaguariaíva – PR

Mesmo entre as microrregiões com informação potencialmente disponível, a presença efetiva de produção aquícola varia ao longo do tempo. A Tabela 2 apresenta o número de microrregiões com produção estritamente positiva em cada ano do período, bem como a variação acumulada em relação a 2013.

Observa-se um aumento monotônico do número de microrregiões com produção positiva ao longo do período, passando de 451 em 2013 para 512 em 2021, o que representa uma expansão relativa de aproximadamente 13,5% no conjunto de unidades espaciais com atividade registrada. Em termos estatísticos, esse movimento é consistente com um processo de *difusão territorial extensiva*: mais microrregiões passam a registrar alguma produção, ainda que em níveis muito distintos.

Esse crescimento da cobertura produtiva, entretanto, não informa diretamente se a distribuição da piscicultura entre microrregiões se torna mais homogênea ou mais concentrada. Essa questão será examinada nas subseções seguintes, a partir de estatísticas de dispersão, medidas de

Tabela 2 – Número de microrregiões com produção aquícola positiva por ano.

Ano	Microrregiões com produção > 0	Variação acumulada em relação a 2013 (%)
2013	451	0.0
2014	468	3.8
2015	469	4.0
2016	473	4.9
2017	493	9.3
2018	495	9.8
2019	505	12.0
2020	507	12.4
2021	512	13.5

desigualdade e da identificação das microrregiões que mais contribuem para o volume e o valor total da produção.

6.1.2 Estatísticas descritivas globais 2013–2021

Considerando o conjunto de observações microrregião–ano no período 2013–2021, a Tabela 3 resume as principais estatísticas descritivas das variáveis analisadas: produção física de peixes de aquicultura (Q^{AQ}), valor da produção (V^{AQ}), participação relativa desse valor na piscicultura nacional, valor adicionado bruto da agropecuária (V^{AG}), os indicadores locais RPI e RPA , o quociente locacional (LQ), o índice de intensidade aquícola (AI) e o preço médio implícito por quilograma.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas globais das variáveis econômicas (todas as microrregiões e anos, 2013–2021).

Variável	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
Produção aquícola (kg)	4 382	1 916 165,89	150 822,00	21 510 970,69	5	553 069 933,00	11,23	21,61	481,30
Valor da produção (mil R\$)	4 382	13 438,14	1 305,85	153 888,98	0,08	4 937 371,71	11,45	23,37	584,27
Participação no valor da piscicultura (%)	4 382	80,11	96,35	30,04	0,02	100,00	0,38	-1,54	0,99
VAB agropecuário (mil R\$)	4 860	1 229 730,73	375 748,58	15 057 891,72	7 555,26	591 084 999,99	12,24	26,98	809,67
<i>RPI</i>	4 382	0,00	0,00	0,05	0,00	1,00	11,10	21,42	464,42
<i>RPA</i>	4 860	0,00	0,00	0,04	0,00	1,00	11,67	23,08	532,01
Quociente locacional	4 382	1,56	0,36	4,81	0,00	101,21	3,09	9,63	131,90
Índice de intensidade aquícola	4 382	0,02	0,00	0,16	0,00	4,67	7,19	14,96	300,69
Preço médio (R\$/kg)	4 382	12,67	8,33	52,67	2,06	3 000,00	4,16	43,60	2 379,25

Os coeficientes de variação muito elevados para Q^{AQ} , V^{AQ} e V^{AG} (em torno de 11 a 12) indicam forte heterogeneidade entre microrregiões, com médias fortemente influenciadas por poucos valores extremos. A diferença entre média e mediana é pronunciada: no caso da produção física, a média é mais de dez vezes maior que a mediana, sugerindo distribuições de cauda longa e assimetria acentuada.

Os indicadores locais derivados (RPI , RPA , LQ e AI) também exibem forte assimetria, com muitos valores próximos de zero e poucos casos em que esses índices assumem valores elevados. O quociente locacional, por exemplo, atinge valores acima de 100 em algumas observações, refletindo situações de elevada especialização relativa da piscicultura em relação ao conjunto da agropecuária. Já o índice de intensidade aquícola é, em média, próximo de zero, o

que indica que a combinação de participação relativa e especialização forte é rara, concentrada em um subconjunto pequeno de microrregiões.

Por fim, o preço médio implícito apresenta média em torno de 12,7 R\$/kg, mediana de 8,3 R\$/kg e coeficiente de variação superior a 4, com valores máximos que chegam a 3 000 R\$/kg. Esses valores extremos sugerem a presença de registros atípicos ou de nichos muito específicos de produto, o que justifica cautela na interpretação de medidas baseadas em média e na análise de correlação envolvendo essa variável.

6.1.3 Evolução anual e distribuição das variáveis econômicas

A Tabela 4 resume, para cada ano, a distribuição da produção aquícola total por microrregião (soma das nove espécies consideradas), com foco em medidas de posição, dispersão e forma.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas da produção aquícola total por microrregião (kg), 2013–2021.

Ano	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
2013	451	790 905.24	109 110.00	2 383 273.37	5.00	24 345 447.0	3.01	6.67	53.87
2014	468	926 762.66	154 035.00	2 828 703.98	67.00	26 871 000.0	3.05	6.33	46.48
2015	469	940 359.96	142 241.00	2 840 057.80	9.00	31 748 620.0	3.02	6.57	52.79
2016	473	912 605.68	149 545.00	2 692 148.28	50.00	36 068 328.0	2.95	7.68	79.08
2017	493	948 063.75	155 210.00	3 286 912.88	51.00	49 548 878.0	3.47	9.15	110.01
2018	495	985 950.32	166 900.00	3 745 580.75	50.00	64 316 984.0	3.80	11.47	171.26
2019	505	992 343.43	153 885.00	3 929 075.03	52.00	67 592 852.0	3.96	11.52	171.29
2020	507	1 036 608.99	156 000.00	4 292 392.03	39.00	77 266 269.0	4.14	12.61	201.95
2021	512	1 080 214.71	161 019.00	4 491 236.75	99.00	80 129 862.0	4.16	12.36	194.28

Do ponto de vista estatístico, a Tabela 4 evidencia três aspectos centrais:

1. **Diferença sistemática entre média e mediana:** em todos os anos, a média é várias vezes superior à mediana (por exemplo, em 2013, 790,9 mil kg contra 109,1 mil kg; em 2021, 1,08 milhão contra 161 mil kg). Isso caracteriza uma distribuição fortemente assimétrica à direita, com poucos valores extremos puxando a média para cima.
2. **Dispersão muito elevada:** os coeficientes de variação (CV) situam-se entre aproximadamente 3,0 e 4,2 ao longo do período, indicando que o desvio-padrão é cerca de três a quatro vezes a média. Em termos de variabilidade relativa, trata-se de um conjunto de dados extremamente heterogêneo.
3. **Cauda pesada e valores extremos:** as medidas de assimetria e curtose são muito altas em todos os anos (assimetria sempre acima de 6, chegando a mais de 12; curtose acima de 50 e, em alguns anos, acima de 170). Isso confirma a presença de uma cauda direita muito longa, com microrregiões de produção excepcionalmente elevada em comparação com a maioria.

Em síntese, a produção física apresenta um padrão de forte concentração: a maioria das microrregiões opera em patamares relativamente modestos de produção, enquanto um subconjunto reduzido responde por volumes muito elevados. Esse padrão, identificado aqui no nível

descritivo, será posteriormente quantificado pelos índices de desigualdade e pelas medidas de localização setorial.

6.1.4 Distribuição do valor da produção aquícola

A Tabela 5 apresenta estatísticas descritivas do valor da produção aquícola por microrregião (em mil reais) ao longo do período.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas do valor da produção aquícola por microrregião (mil R\$), 2013–2021.

Ano	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
2013	451	4 285.18	812.50	11 640.32	2.00	131 821.9	2.72	6.54	54.00
2014	468	5 541.21	1 096.08	15 665.41	0.80	158 448.9	2.83	6.08	43.29
2015	469	6 289.65	1 155.75	17 651.46	0.08	176 945.4	2.81	6.18	45.24
2016	473	6 262.61	1 363.80	16 320.21	1.69	189 656.4	2.61	6.52	56.37
2017	493	6 321.66	1 296.80	18 299.87	2.00	245 293.7	2.89	7.65	77.27
2018	495	6 714.99	1 508.60	20 495.57	0.50	318 412.5	3.05	9.27	117.17
2019	505	6 921.92	1 412.36	21 844.30	1.10	336 899.3	3.16	9.20	113.98
2020	507	8 149.05	1 508.09	27 232.29	1.44	443 007.7	3.34	10.28	139.63
2021	512	9 643.30	1 826.88	32 342.46	1.80	518 664.3	3.35	9.93	130.98

Os resultados de Tabela 5 reforçam o diagnóstico de forte desigualdade:

- Assim como na produção física, a média é várias vezes superior à mediana em todos os anos, e o CV situa-se entre aproximadamente 2,6 e 3,4, denotando alta dispersão relativa do valor gerado pela piscicultura entre microrregiões.
- As medidas de assimetria e curtose permanecem muito elevadas, evidenciando a presença de poucas microrregiões com valor de produção excepcionalmente alto.
- A combinação de crescimento da média e da mediana ao longo do tempo, com aumento mais acelerado do desvio-padrão, sugere que o valor agregado total cresce, mas esse crescimento não é homogêneo entre microrregiões.

6.1.5 Valor adicionado agropecuário e inserção relativa da piscicultura

A Tabela 6 sintetiza a distribuição do valor adicionado bruto da agropecuária a preços correntes por microrregião (mil R\$). Aqui o número de microrregiões é fixo (539) em todos os anos.

Comparando Tabelas 5 e 6, observa-se que:

- O valor adicionado agropecuário apresenta também assimetria positiva e cauda longa, mas com coeficientes de variação sistematicamente menores (em torno de 1,1–1,5) do que aqueles observados para a piscicultura (CV acima de 2,6).

Tabela 6 – Estatísticas descritivas do valor adicionado bruto da agropecuária por microrregião (mil R\$), 2013–2021.

Ano	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
2013	539	440 902.67	292 577.05	491 570.98	9 627.27	4 421 047.2	1.11	3.08	15.01
2014	539	458 381.13	313 925.81	493 591.32	8 152.81	4 030 576.6	1.08	3.12	15.41
2015	539	474 626.98	320 899.46	517 172.89	7 555.26	4 611 395.2	1.09	3.29	17.44
2016	539	562 616.85	380 051.23	620 674.38	9 252.04	5 046 585.9	1.10	3.16	16.33
2017	539	555 903.84	385 966.34	604 832.25	11 796.72	5 039 026.4	1.09	3.01	14.25
2018	539	568 256.56	360 119.91	696 278.10	12 956.89	6 950 857.9	1.23	4.15	26.76
2019	539	569 235.77	353 536.31	658 818.62	13 633.07	5 700 959.3	1.16	3.53	19.50
2020	539	797 017.94	451 004.84	1 075 673.87	16 582.51	10 476 865.5	1.35	4.68	31.67
2021	539	1 086 235.12	572 023.26	1 585 006.99	17 096.22	15 743 858.2	1.46	5.00	35.88

- Em termos de dispersão relativa, a piscicultura é mais desigual do que a agropecuária como um todo, sugerindo uma inserção mais seletiva da atividade dentro da estrutura produtiva agrícola.

Essa diferença de ordem de grandeza e de dispersão justifica o uso, nas seções seguintes, de indicadores de participação relativa e quocientes locacionais, em vez de comparar apenas valores absolutos.

6.1.6 Comportamento do preço implícito por quilograma

Por fim, a Tabela 7 apresenta as estatísticas descritivas do preço implícito por quilograma (*price_kg*), calculado como a razão entre o valor da produção e a quantidade produzida, para as microrregiões com produção positiva em cada ano.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas do preço implícito por quilograma (R\$/kg), 2013–2021.

Ano	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
2013	451	16.88	6.49	142.77	2.43	3 000.0	8.46	20.28	419.77
2014	468	11.48	7.00	41.57	2.06	850.0	3.62	17.82	351.58
2015	469	10.92	7.49	23.79	3.30	350.0	2.18	11.05	137.42
2016	473	12.26	8.00	26.72	3.39	400.0	2.18	9.50	110.33
2017	493	11.66	8.37	25.05	3.68	425.0	2.15	12.02	169.54
2018	495	11.94	8.50	24.23	3.72	400.0	2.03	11.57	156.52
2019	505	11.95	8.65	25.15	3.76	400.0	2.10	11.32	144.61
2020	507	13.11	9.56	26.03	4.01	400.0	1.99	10.81	131.60
2021	512	14.11	10.75	24.26	5.33	400.0	1.72	11.61	156.89

As estatísticas de Tabela 7 mostram que:

- Em 2013, o preço médio por kg é de R\$ 16,88, mas a mediana é de apenas R\$ 6,49, com desvio-padrão muito elevado (R\$ 142,77), CV de 8,46 e valores máximos extremos (R\$ 3,000/kg). Isso sugere forte influência de outliers, possivelmente associados a microrregiões com composição de espécies específica, erros de registro ou mercados muito segmentados.

- Ao longo do tempo, a mediana aumenta (de R\$ 6,49 para R\$ 10,75), enquanto o CV cai de 8,46 para 1,72, indicando redução da dispersão relativa entre microrregiões e certa convergência dos preços médios implícitos.
- Ainda assim, as medidas de assimetria e curtose permanecem muito altas, o que recomenda cautela na interpretação de médias simples e reforça o papel de medidas robustas (como a mediana) para descrever o comportamento central.

6.1.7 Síntese inicial

Em conjunto, as Tabelas 2–7 permitem sintetizar o seguinte quadro estatístico:

1. Há uma **difusão territorial moderada** da piscicultura aquícola, com aumento do número de microrregiões com produção positiva ao longo do período.
2. As distribuições de produção física e valor da produção são **fortemente assimétricas e com caudas pesadas**, com coeficientes de variação elevados e medidas de assimetria e curtose muito grandes, indicando concentração intensa em poucas microrregiões.
3. O valor adicionado agropecuário também é desigual, mas apresenta **dispersão relativa menor** que a piscicultura, sugerindo que esta última é ainda mais seletiva territorialmente.
4. O preço implícito por kg apresenta **heterogeneidade extrema** nos primeiros anos, mas com trajetória de **redução de dispersão relativa** e aumento da mediana ao longo do tempo.

Esses resultados descritivos motivam diretamente o uso de indicadores de participação relativa, quocientes locacionais, índices de desigualdade e técnicas de análise espacial discutidos nos capítulos anteriores. Nas subseções seguintes, esses instrumentos serão aplicados para quantificar a especialização regional, a concentração territorial e os padrões de associação espacial na piscicultura brasileira, conectando os resultados empíricos aos objetivos específicos do estudo.

6.1.8 Distribuição anual das variáveis econômicas: evidências gráficas

Os padrões de assimetria, dispersão e presença de valores extremos discutidos nas subseções anteriores podem ser visualizados de forma mais clara por meio dos boxplots anuais das principais variáveis econômicas da piscicultura, **produção física, valor da produção e preço médio implícito**, apresentados na Figura 3.

Na escala original (Figura 3a), as distribuições de produção e de valor da produção exibem caixas comprimidas próximas ao eixo horizontal, com *whiskers* superiores longos e grande número de pontos atípicos em todos os anos. Esse padrão é compatível com os coeficientes de variação elevados e com as altas medidas de assimetria e curtose das Tabelas 4 e 5: a maior

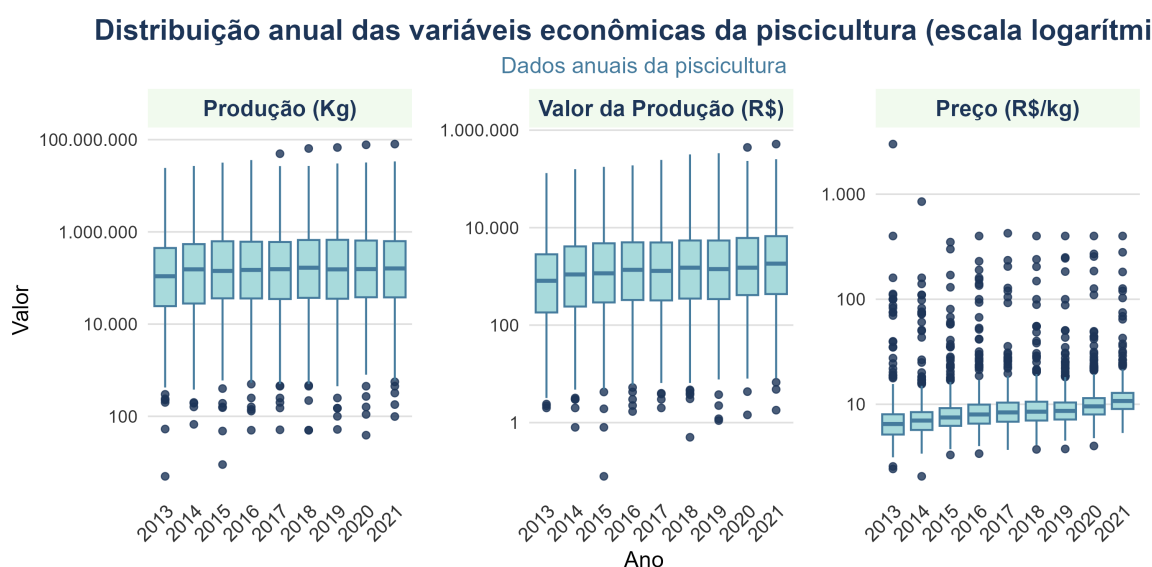
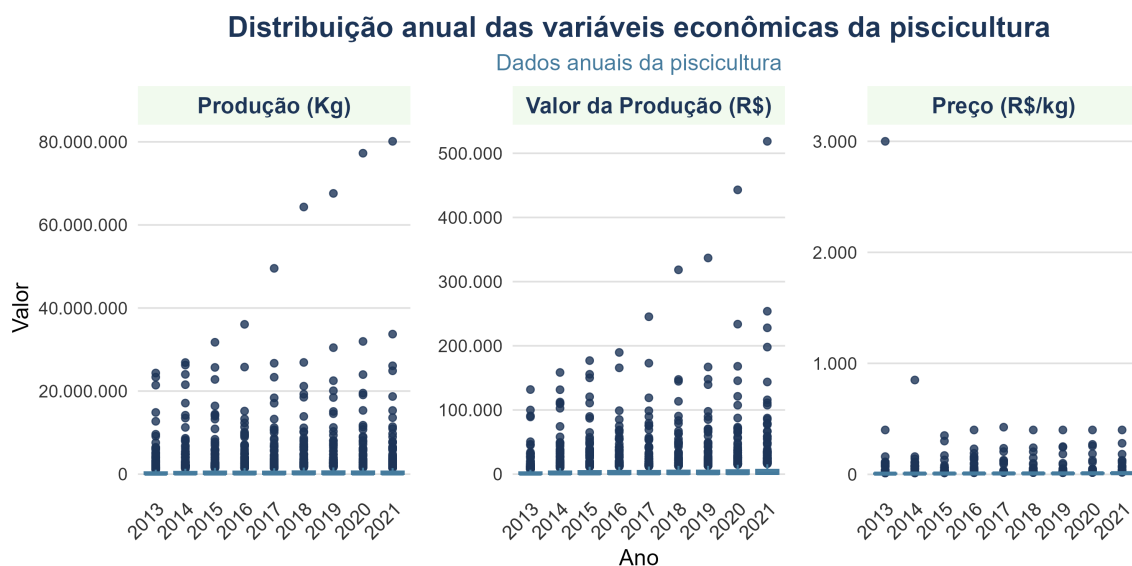


Figura 3 – Distribuição anual da produção aquícola, valor da produção e preço médio por microrregião, em escala original e logarítmica.

parte das microrregiões concentra-se em patamares relativamente modestos de produção e valor, enquanto um conjunto reduzido de unidades responde por níveis muito elevados, que puxam a escala do gráfico para cima. Em termos estatísticos, trata-se de distribuições com cauda direita pesada, em que a média é fortemente influenciada por poucos casos extremos.

O comportamento do preço médio implícito na escala original é distinto: ainda que haja outliers relevantes (em especial em 2013, com observações em torno de R\$ 3 000/kg), a dispersão é relativamente menor em relação ao eixo de valores, e as caixas apresentam tamanhos mais estáveis ao longo do tempo. A elevação gradual da mediana, já observada na Tabela 7, é visível na 3a, sugerindo trajetória de aumento dos preços médios da piscicultura.

A transformação logarítmica (Figura 3b) reduz de forma expressiva a assimetria e aproxima as distribuições da produção e do valor da produção de um formato mais simétrico, com caixas relativamente comparáveis entre anos. Na escala logarítmica, os boxplots evidenciam:

- uma elevação suave das medianas de produção e valor ao longo do período, indicando crescimento da atividade em termos típicos (medianos), não apenas nos extremos;
- intervalos interquartis relativamente estáveis, o que sugere que, no centro da distribuição (entre o primeiro e o terceiro quartis), a dispersão relativa é menos dramática do que sugerem as medidas em escala original;
- a persistência de alguns valores muito altos, ainda visíveis como pontos acima dos *whiskers*, confirmando a existência de microrregiões que se destacam fortemente dos padrões predominantes.

No caso do preço, a escala logarítmica torna mais clara a redução gradual da variabilidade relativa: as caixas tornam-se ligeiramente mais compactas ao longo do tempo, e a mediana se desloca para cima, compatível com a queda do coeficiente de variação e com a convergência parcial de preços entre microrregiões. Do ponto de vista inferencial, esses resultados indicam que transformações logarítmicas são adequadas para análises que assumem aproximação à normalidade ou que utilizam modelos sensíveis à presença de outliers (por exemplo, regressões lineares em nível).

Em síntese, os boxplots reforçam a leitura de que a piscicultura brasileira apresenta forte concentração territorial em termos de produção e valor, ao mesmo tempo em que os preços implícitos evoluem de forma mais homogênea, com redução da dispersão relativa e aumento da mediana ao longo do período. Esse contraste entre quantidade/valor e preço é central para a interpretação dos padrões de especialização e intensidade aquícola discutidos a seguir.

6.1.9 Estrutura de correlação entre produção, valor, especialização e intensidade

Além da análise univariada, é importante examinar a relação conjunta entre as variáveis econômicas da piscicultura e os indicadores derivados de participação relativa, especialização e intensidade. A Figura 4 apresenta a matriz de diagramas de dispersão e os coeficientes de correlação de Pearson entre produção, valor da produção, valor adicionado agropecuário, indicador de participação relativa da piscicultura, quociente locacional, índice de intensidade aquícola e preço médio implícito.

Do ponto de vista estatístico, a Figura 4 revela alguns padrões centrais:

1. **Relação quase linear entre produção e valor da produção.** O coeficiente de correlação entre produção física e valor da produção é muito elevado ($\rho \approx 0,98$), refletindo o fato de que o valor é, em essência, o produto entre quantidade e preço médio. A nuvem de pontos apresenta formato aproximadamente linear, ainda que com alguma dispersão associada à

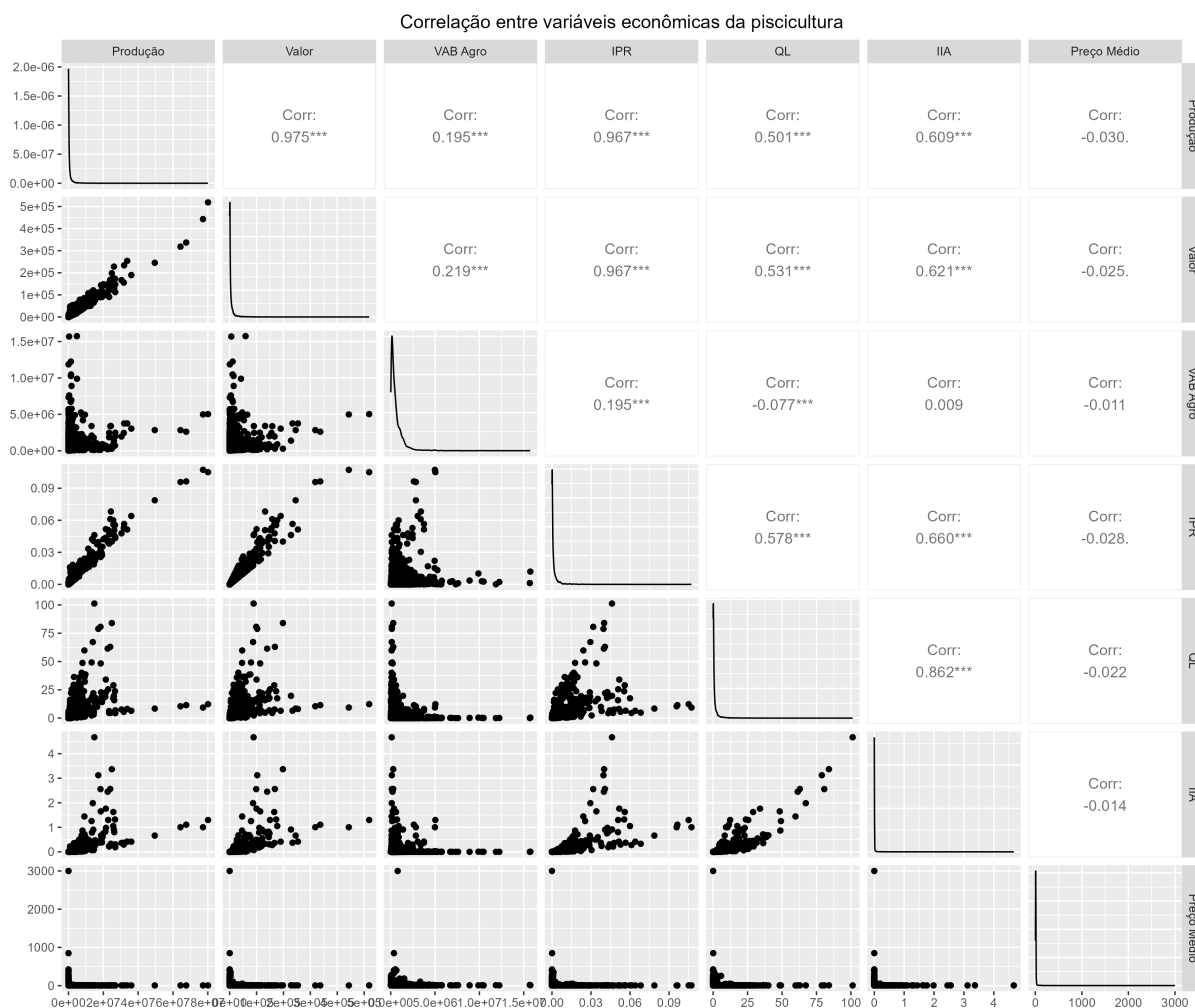


Figura 4 – Correlação entre variáveis econômicas e indicadores locais da piscicultura.

heterogeneidade de preços entre microrregiões. Isso indica que diferenças em volumes produzidos são o principal determinante das diferenças em valor econômico.

2. **Associação modesta com o valor adicionado agropecuário.** As correlações entre produção ou valor da piscicultura e o VAB agropecuário situam-se em torno de 0,2, indicando relação positiva, porém fraca. Em termos substantivos, microrregiões com agropecuária robusta tendem a ter maior probabilidade de registrar piscicultura relevante, mas essa relação está longe de ser determinística: há microrregiões com alto VAB agropecuário e baixa piscicultura, e vice-versa. Isso reforça a interpretação de que a piscicultura é um componente relativamente específico da matriz agropecuária, e não simplesmente proporcional ao tamanho do setor primário local.
3. **Conexão forte entre volume e participação relativa.** A correlação entre produção física e o indicador de participação relativa da piscicultura (*RPI*) é muito alta (próxima de 0,97), assim como entre valor da produção e *RPI*. Isso é esperado, uma vez que o indicador de participação é construído a partir da participação relativa da microrregião no total nacional: microrregiões com maior produção tendem a concentrar parcela maior da piscicultura

nacional. Do ponto de vista da análise territorial, isso confirma que os grandes polos de produção são, simultaneamente, os principais responsáveis pela participação relativa da atividade.

4. **Especialização setorial e intensidade aquícola.** As correlações entre produção/valor e o quociente locacional (LQ) situam-se na faixa de 0,5, indicando associação moderada: em geral, microrregiões com elevada produção tendem a apresentar maior especialização relativa em piscicultura, mas há casos relevantes de produção expressiva em contextos de estrutura agropecuária diversificada (valores medianos de LQ). Já o índice de intensidade aquícola (AII) apresenta correlação alta com o quociente locacional (cerca de 0,86) e correlação moderada a alta com produção e valor (por volta de 0,6). Esse padrão é consistente com a própria definição do índice, que combina participação relativa e especialização: microrregiões intensivas em piscicultura são, em geral, aquelas que apresentam simultaneamente grande participação no total nacional e elevada especialização setorial.
5. **Descolamento entre preços e estrutura produtiva.** Os coeficientes de correlação entre o preço médio implícito e as variáveis de produção, valor, VAB agropecuário, LQ e AII são próximos de zero e, em alguns casos, levemente negativos. A nuvem de pontos correspondente mostra dispersão ampla, sem tendência clara. Isso sugere que os diferenciais de preço entre microrregiões não estão sistematicamente associados ao porte da atividade, ao grau de especialização ou à intensidade aquícola. Em termos econômicos, isso é compatível com mercados segmentados, com influência de fatores locais (estrutura de custos, composição de espécies, distância aos mercados consumidores, formas de comercialização) que não se resumem à escala produtiva.

Os diagramas de dispersão também revelam a presença de padrões triangulares e concentrações em torno de valores muito baixos para alguns indicadores (como RPI , RPA e AII), coerentes com as estatísticas descritivas globais: a maior parte das microrregiões apresenta baixa participação relativa e baixa especialização, enquanto poucas unidades combinam altos valores de participação, quociente locacional elevado e alta intensidade aquícola. Esses padrões serão retomados na análise dos índices de desigualdade e das estatísticas espaciais, que permitirão avaliar se tais microrregiões formam *clusters* territoriais de alta piscicultura ou se se configuram como *outliers* isolados.

Em síntese, a análise de correlação indica que:

- o eixo fundamental de variação entre microrregiões é dado pela escala da atividade (produção e valor), fortemente correlacionada à participação relativa na piscicultura nacional;
- a especialização setorial e a intensidade aquícola estão associadas, mas não de forma perfeita, abrindo espaço para trajetórias distintas de desenvolvimento local (grande escala com diversificação versus forte especialização com escala moderada);

- os preços médios implícitos são, em grande medida, independentes da estrutura produtiva agregada, sugerindo que a concentração territorial da piscicultura não se traduz automaticamente em diferenciais de preço.

Esse conjunto de evidências fornece uma base estatística sólida para, nas seções seguintes, aprofundar a discussão sobre concentração e desigualdade territorial (via índices sintéticos) e sobre padrões de associação espacial (via estatísticas globais e locais), em linha com os objetivos do trabalho.

6.1.10 Principais microrregiões produtoras de peixes de aquicultura

Para explicitar a contribuição relativa das diferentes microrregiões para o volume produzido no período, construiu-se um ranking com base na produção total acumulada de peixes de aquicultura em 2013–2021. A Tabela 8 apresenta as 15 microrregiões com maiores volumes, bem como o valor total acumulado da produção e o preço médio implícito por quilograma no período.

Tabela 8 – Top 15 microrregiões em produção total acumulada de peixes de aquicultura (kg), 2013–2021.

Microrregião	Produção total (kg)	Valor total (mil R\$)	Preço médio (R\$/kg)
Toledo – PR	456 901 283	2 410 784,0	5,04
Ariquemes – RO	193 284 428	1 310 443,0	6,63
Cascavel – PR	188 588 436	1 116 514,0	5,45
Jales – SP	142 611 488	760 231,0	5,20
Itaparica – PE	127 140 270	828 217,0	6,20
Ji -Paraná – RO	123 606 063	842 385,0	6,89
Cuiabá – MT	110 777 600	773 867,0	7,18
Alto Teles Pires – MT	104 038 650	697 412,0	7,34
Três Marias – MG	93 023 535	595 246,0	6,09
Porto Velho – RO	88 566 067	625 866,0	7,25
Paulo Afonso – BA	79 435 611	494 921,0	6,08
Paranaíba – MS	71 121 692	388 073,0	5,22
Boa Vista – RR	67 658 715	441 781,0	6,55
Médio Jaguaribe – CE	60 799 418	391 855,0	7,22
Tubarão – SC	58 370 036	342 789,0	5,42

Do ponto de vista estatístico, a Tabela 8 deixa evidente a presença de observações extremamente altas na cauda direita da distribuição de produção, em linha com os elevados valores de assimetria e curtose reportados nas Tabelas 4 e 5. Toledo (PR) destaca-se de forma muito clara, com produção acumulada superior a 456 milhões de kg no período, mais que o dobro da segunda microrregião do ranking (Ariquemes, RO). As três primeiras posições (Toledo, Ariquemes e Cascavel) apresentam volumes superiores a 180 milhões de kg, níveis muito acima dos patamares medianos observados para o conjunto das microrregiões.

Observa-se, ainda, uma forte concentração espacial em determinados estados: o Oeste paranaense (Toledo e Cascavel), Rondônia (Ariquemes, Ji-Paraná e Porto Velho), Mato Grosso (Cuiabá e Alto Teles Pires), além de polos pontuais em São Paulo (Jales), Pernambuco (Itaparica), Minas Gerais (Três Marias), Bahia (Paulo Afonso), Mato Grosso do Sul (Paranaíba), Roraima (Boa Vista), Ceará (Médio Jaguaribe) e Santa Catarina (Tubarão). Em termos da estrutura territorial, isso confirma que a piscicultura de maior escala está fortemente ancorada em alguns eixos específicos, o que contribui para os altos coeficientes de variação observados na produção e no valor da atividade.

Os preços médios implícitos das microrregiões do *top 15* situam-se, em geral, no intervalo de 5 a 7,5 R\$/kg, sem valores extremos comparáveis aos identificados na análise global de preços. Isso sugere que a posição de destaque dessas microrregiões decorre fundamentalmente da escala física de produção, e não de preços particularmente elevados. Esse resultado é compatível com a matriz de correlação apresentada anteriormente: a correlação entre produção e valor da produção é próxima de um, enquanto o preço apresenta correlações muito baixas com as demais variáveis. Em outras palavras, as microrregiões que lideram a piscicultura brasileira o fazem por volume, e não por nichos de preço, o que reforça a interpretação de forte concentração quantitativa da atividade em poucos polos territoriais.

6.1.11 Principais microrregiões em valor total da produção aquícola

Para complementar a análise da concentração em termos de volume físico, construiu-se um ranking com base no *valor total acumulado* da produção de peixes de aquicultura em 2013–2021. A Tabela 9 apresenta as 15 microrregiões com maiores valores gerados pela atividade, juntamente com a produção total correspondente e o preço médio implícito por quilograma no período.

A comparação entre as Tabelas 8 e 9 evidencia que o ranking por valor acompanha de muito perto o ranking por produção física: as três primeiras microrregiões são exatamente as mesmas (Toledo, Ariquemes e Cascavel) e, em geral, as microrregiões de maior volume também lideram em termos de valor gerado. Isso é coerente com a correlação linear muito elevada entre produção e valor da produção observada na matriz de correlação (coeficiente próximo de 1), indicando que o componente quantitativo domina a formação do valor agregado da piscicultura.

As diferenças entre os dois rankings são pontuais e ajudam a qualificar o papel do preço. Microrregiões como Dianópolis (TO) e Vilhena (RO), por exemplo, aparecem entre as 15 maiores em valor total, apesar de não figurarem no *top 15* de produção física. Em ambos os casos, os preços médios implícitos são relativamente elevados (em especial Vilhena, com cerca de 32,5 R\$/kg), de modo que níveis de produção moderados resultam em valores agregados significativos. Ainda assim, esses casos são exceções: na maioria das microrregiões do *top 15*, os preços situam-se em um intervalo moderado, sugerindo que sua posição de liderança decorre sobretudo da escala produtiva.

Do ponto de vista dos objetivos do trabalho, esse padrão reforça a evidência de forte concentração territorial da piscicultura brasileira: um conjunto restrito de microrregiões responde

Tabela 9 – Top 15 microrregiões em valor total acumulado da produção de peixes de aquicultura (mil R\$), 2013–2021.

Microrregião	Produção total (kg)	Valor total (mil R\$)	Preço médio (R\$/kg)
Toledo – PR	456 901 283	2 410 784,0	5,04
Ariquemes – RO	193 284 428	1 310 443,0	6,63
Cascavel – PR	188 588 436	1 116 514,0	5,45
Ji -Paraná – RO	123 606 063	842 385,0	6,89
Itaparica – PE	127 140 270	828 217,0	6,20
Cuiabá – MT	110 777 600	773 867,0	7,18
Jales – SP	142 611 488	760 231,0	5,20
Alto Teles Pires – MT	104 038 650	697 412,0	7,34
Porto Velho – RO	88 566 067	625 866,0	7,25
Três Marias – MG	93 023 535	595 246,0	6,09
Dianópolis – TO	51 856 562	499 164,0	9,38
Paulo Afonso – BA	79 435 611	494 921,0	6,08
Boa Vista – RR	67 658 715	441 781,0	6,55
Vilhena – RO	18 696 136	429 619,0	32,50
Médio Jaguaribe – CE	60 799 418	391 855,0	7,22

simultaneamente pelos maiores volumes e pelos maiores valores da produção, compondo a cauda direita das distribuições analisadas nas subseções anteriores. Nas seções seguintes, os índices de desigualdade, os quocientes locacionais e as estatísticas espaciais serão utilizados para quantificar de forma mais rigorosa essa concentração e identificar sua configuração territorial no espaço brasileiro.

6.1.12 Microrregiões com maiores preços médios implícitos

Por fim, elaborou-se um ranking das microrregiões com *maiores preços médios implícitos* da produção de peixes de aquicultura no período 2013–2021. Para evitar distorções decorrentes de séries muito curtas, foram consideradas apenas as microrregiões com observações em todos os nove anos. A Tabela 10 apresenta as 15 microrregiões com maiores valores de preço médio, bem como os respectivos volumes e valores totais acumulados.

O contraste entre a Tabela 10 e os rankings por produção e valor total é imediato: a maior parte das microrregiões com preços médios mais elevados apresenta volumes relativamente modestos e valores totais moderados. Botucatu (SP), por exemplo, lidera em preço médio (cerca de R\$ 442/kg) com produção acumulada de apenas 3,9 mil kg no período. Padrão semelhante é observado em Catolé do Rocha (PB) e Campos do Jordão (SP), cujos preços médios muito altos contrastam com volumes reduzidos.

Esses resultados são consistentes com a correlação praticamente nula (e ligeiramente negativa) entre preço médio e produção ou valor da produção evidenciada na matriz de correlação: as microrregiões de maior escala não são, em geral, as que praticam maiores preços médios. Em termos econômicos, isso sugere que os preços elevados tendem a estar associados a nichos

Tabela 10 – Top 15 microrregiões em preço médio implícito da produção de peixes de aquicultura (R\$/kg), 2013–2021.

Microrregião	Produção total (kg)	Valor total (mil R\$)	Preço médio (R\$/kg)
Botucatu – SP	3 850	1 684,0	442,0
Catolé do Rocha – PB	67 396	12 394,0	194,0
Campos do Jordão – SP	11 010	461,0	183,0
Itaberaba – BA	40 931	3 319,0	92,3
Suape – PE	248 410	20 539,0	82,5
Cariri – CE	147 740	1 626,0	64,5
Barro – CE	68 901	1 745,0	46,2
Lajeado–Estrela – RS	625 499	25 399,0	46,1
Santo Antônio de Jesus – BA	1 579 166	12 554,0	39,2
Camaquã – RS	118 175	3 849,0	35,9
Vilhena – RO	18 696 136	429 619,0	32,5
Novo Horizonte – SP	751 726	9 298,0	30,3
Salvador – BA	321 580	3 531,0	29,0
Restinga Seca – RS	62 565	1 759,0	28,3
Campo Grande – MS	3 476 530	85 001,0	26,5

específicos de produto, mercados localizados, composições particulares de espécies ou mesmo a possíveis inconsistências de registro estatístico, e não a grandes polos produtores.

Entre as 15 microrregiões listadas, apenas alguns casos combinam preços médios elevados com valores totais mais expressivos, como Vilhena (RO) e Campo Grande (MS). Já microrregiões como Suape (PE) e Lajeado–Estrela (RS) aparecem com produção intermediária e preços relativamente altos, o que as coloca em posição de destaque em termos de valor gerado, ainda que não liderem em volume.

Do ponto de vista dos objetivos deste trabalho, o ranking por preço médio complementa a evidência de concentração obtida nas subseções anteriores: *líderes em volume e valor não são necessariamente líderes em preço* e vice-versa. A estrutura territorial da piscicultura brasileira é marcada por um pequeno conjunto de microrregiões de grande escala, por um conjunto diferente (e em geral de pequena escala) de microrregiões de preços médios elevados e por uma maioria de unidades com níveis modestos de produção e preços próximos à mediana nacional. Nas seções seguintes, os indicadores de desigualdade, os quocientes locacionais e as estatísticas espaciais irão aprofundar essa leitura, permitindo identificar em que medida esses grupos se distribuem de forma concentrada ou dispersa no território.

6.2 MÉTRICAS GERAIS DE DESIGUALDADE E CONCENTRAÇÃO TERRITORIAL

Nesta seção, sintetizam-se medidas de desigualdade na distribuição do valor da produção aquícola, do valor adicionado bruto da agropecuária e do índice de intensidade aquícola entre microrregiões brasileiras, ao longo do período 2013–2021. O objetivo é complementar a análise descritiva anterior com indicadores sintéticos de concentração, calculados ano a ano, antes de incorporar explicitamente a dimensão espacial nas seções subsequentes.

6.2.1 Índice de Gini da produção, do VAB agropecuário e da intensidade aquícola

Para cada ano t , calculou-se o índice de Gini da distribuição do valor da produção aquícola V^{AQ} , do valor adicionado bruto agropecuário V^{AG} e do índice de intensidade aquícola (AI) entre microrregiões. Em todos os casos, a unidade de observação é a microrregião (i.e., a distribuição transversal em cada ano), tendo sido removida a linha agregada do Brasil na base de dados.

Denotando por $\{y_{it}\}$ a variável de interesse (por exemplo, o valor da produção aquícola) para a microrregião $i = 1, \dots, n_t$ no ano t , o índice de Gini pode ser expresso, em termos da média μ_t e das diferenças absolutas entre pares de observações, por:

$$G_t = \frac{1}{2n_t^2\mu_t} \sum_{i=1}^{n_t} \sum_{j=1}^{n_t} |y_{it} - y_{jt}|,$$

o que fornece uma medida adimensional de desigualdade no intervalo $[0, 1]$, em que valores próximos de zero indicam distribuição relativamente homogênea entre microrregiões e valores próximos de um indicam forte concentração em poucas unidades.

A Tabela 11 apresenta os índices de Gini anuais para o valor da produção aquícola, o VAB agropecuário e o índice de intensidade aquícola.

Tabela 11 – Índice de Gini da distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola por microrregião, 2013–2021.

Ano	Gini valor da produção	Gini VAB agropecuário	Gini AI
2013	0,7890	0,5102	0,9614
2014	0,7923	0,4940	0,9586
2015	0,7896	0,4959	0,9564
2016	0,7715	0,5076	0,9432
2017	0,7790	0,5027	0,9599
2018	0,7757	0,5214	0,9529
2019	0,7851	0,5142	0,9598
2020	0,7927	0,5403	0,9602
2021	0,7980	0,5661	0,9648

Do ponto de vista estatístico, três aspectos merecem destaque:

1. Desigualdade estruturalmente alta no valor da produção aquícola.

Os valores do Gini para o valor da produção aquícola oscilam em torno de 0,77–0,80 em todo o período. Em termos usuais de interpretação, índices acima de 0,7 caracterizam concentrações muito acentuadas. Isso é completamente consistente com as estatísticas descritivas anteriores: médias várias vezes superiores às medianas, coeficientes de variação elevados e medidas de assimetria e curtose muito altas. Em outras palavras, mesmo quando se abstrai da dimensão espacial, a distribuição do valor gerado pela piscicultura é fortemente polarizada entre microrregiões.

2. Concentração agropecuária menor, mas em trajetória crescente.

O Gini do VAB agropecuário situa-se em um patamar sistematicamente mais baixo (aproximadamente 0,49–0,57), indicando que a agropecuária como um todo apresenta desigualdade relevante entre microrregiões, mas menos extrema do que a piscicultura. Ainda assim, observa-se uma tendência de elevação ao longo do período, com o índice passando de cerca de 0,51 em 2013 para 0,57 em 2021. Isso sugere que, paralelamente à expansão geral da atividade agropecuária, há um processo de concentração relativa do valor gerado em um subconjunto de microrregiões.

3. Desigualdade extrema na intensidade aquícola.

Os índices de Gini associados ao *AI* são todos superiores a 0,94 e atingem valores próximos de 0,97 no final da série. Em termos práticos, isso significa que o índice de intensidade aquícola é quase totalmente concentrado: a grande maioria das microrregiões apresenta valores muito baixos (próximos de zero), enquanto um conjunto extremamente restrito assume valores relativamente altos. Dado que o *AI* combina participação relativa e especialização setorial, essa evidência é coerente com a ideia de que poucos territórios reúnem simultaneamente alta relevância da piscicultura em suas estruturas produtivas e forte especialização na atividade.

Comparando as três séries de Gini, obtém-se um quadro coerente com a caracterização descritiva do início do capítulo:

- A piscicultura é *mais desigual* do que a agropecuária como um todo, tanto em termos de valor da produção quanto de intensidade relativa, reforçando a interpretação de que se trata de uma atividade territorialmente seletiva.
- O fato de o Gini do *AI* ser ainda mais elevado que o do valor da produção indica que não apenas os volumes e valores são concentrados, mas também a própria condição de “território intensivo em piscicultura” é rara no conjunto das microrregiões.
- A elevação gradual dos índices, especialmente para o VAB agropecuário e, em menor escala, para o valor da produção aquícola, sugere que a difusão extensiva observada na cobertura (mais microrregiões com produção positiva) não se traduz em desconcentração: a participação relativa das microrregiões líderes tende a permanecer elevada ou até a aumentar.

Do ponto de vista dos objetivos deste trabalho, esses resultados fornecem um *ponto de partida não espacial* para a análise da concentração territorial. Nas seções seguintes, a incorporação explícita da vizinhança geográfica por meio de indicadores locais e estatísticas espaciais permitirá avaliar se essa desigualdade se manifesta sob a forma de *clusters* de alta e baixa intensidade ou de padrões mais difusos no território brasileiro.

6.2.2 Índice de Theil e desigualdade baseada em entropia

Além do índice de Gini, calculou-se, para cada ano, o índice de Theil para a distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola entre microrregiões. O índice de Theil pertence à família dos índices de entropia generalizada e apresenta duas propriedades estatisticamente relevantes neste contexto: (i) maior sensibilidade à cauda superior da distribuição (unidades com valores muito elevados) e (ii) decomponibilidade aditiva entre e dentro de grupos, o que o torna uma ferramenta potencialmente útil em extensões da análise para recortes regionais.

Denotando por $\{y_{it}\}$ a variável de interesse (por exemplo, o valor da produção aquícola) para a microrregião $i = 1, \dots, n_t$ no ano t , com média $\mu_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} y_{it}$, o índice de Theil padrão pode ser escrito como:

$$T_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} \frac{y_{it}}{\mu_t} \ln \left(\frac{y_{it}}{\mu_t} \right),$$

em que valores próximos de zero indicam distribuição relativamente igualitária e valores mais elevados refletem maior concentração em poucas unidades.

A Tabela 12 apresenta os valores anuais do índice de Theil para o valor da produção aquícola, o VAB agropecuário e o índice de intensidade aquícola.

Tabela 12 – Índice de Theil da distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola por microrregião, 2013–2021.

Ano	Theil valor da produção	Theil VAB agropecuário	Theil <i>AI</i>
2013	1,3770	0,4523	3,2703
2014	1,4260	0,4238	3,1464
2015	1,4104	0,4287	3,0507
2016	1,3009	0,4472	2,7782
2017	1,3833	0,4375	3,2965
2018	1,3920	0,4879	3,0291
2019	1,4458	0,4652	3,2557
2020	1,4942	0,5394	3,2592
2021	1,5203	0,6005	3,4014

A leitura conjunta da Tabela 12 com a Tabela 11 permite aprofundar o diagnóstico de concentração:

1. Níveis elevados e estáveis de desigualdade na piscicultura.

Os valores do índice de Theil para o valor da produção aquícola variam aproximadamente entre 1,30 e 1,52 ao longo do período, sem indícios de queda estrutural. Em distribuições muito concentradas, valores de Theil acima de 1 são indicativos de forte peso da cauda superior, isto é, de microrregiões com valores muito acima da média. O fato de Theil e Gini permanecerem simultaneamente em patamares elevados indica que a concentração não decorre apenas de “moderadas diferenças”, mas de uma polarização efetiva entre poucas microrregiões líderes e um grande número de unidades com baixa participação.

2. Concentração do VAB agropecuário em trajetória crescente.

Para o VAB agropecuário, os valores de Theil situam-se em torno de 0,42–0,60. Esses níveis são coerentes com os coeficientes de variação e com o Gini em torno de 0,50–0,57, sugerindo uma desigualdade relevante, porém menor do que a observada na piscicultura. Ainda assim, observa-se uma tendência de elevação ao longo do período (o índice aumenta de aproximadamente 0,45 em 2013 para cerca de 0,60 em 2021), indicando que a agropecuária como um todo também se torna mais concentrada territorialmente.

3. Desigualdade extrema na intensidade aquícola mesmo sob métrica entropia.

Os valores de Theil para o *AI* são consistentemente elevados (entre 2,78 e 3,40), confirmando a evidência já apontada pelo Gini de que a intensidade aquícola é fortemente concentrada. Como o Theil atribui maior peso relativo às observações muito acima da média, esses valores sugerem a existência de um subconjunto extremamente reduzido de microrregiões com intensidade aquícola muito alta, em contraste com uma massa de microrregiões com valores residuais.

De forma geral, os resultados dos índices de Theil são coerentes com aqueles obtidos pelo Gini, mas enfatizam ainda mais o papel dos *extremos* na distribuição territorial da piscicultura. Do ponto de vista dos objetivos deste trabalho, isso reforça a necessidade de: (i) caracterizar não apenas a difusão extensiva da atividade (aumento do número de microrregiões com produção), mas também a sua concentração intensiva em poucos centros líderes; e (ii) investigar, por meio de técnicas de análise espacial, se tais centros se organizam em *clusters* regionalizados de alta intensidade ou se configuram como pontos isolados no território brasileiro.

6.2.3 Índice de Atkinson e sensibilidade à cauda inferior

Como complemento aos índices de Gini e de Theil, calculou-se o índice de Atkinson para a distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola entre microrregiões. Diferentemente do Gini e do Theil, o índice de Atkinson possui uma interpretação explicitamente normativa, dependente de um parâmetro de aversão à desigualdade $\varepsilon > 0$, que controla a sensibilidade do índice às diferenças na cauda inferior da distribuição (unidades com valores muito baixos).

Seja $\{y_{it}\}$ a variável de interesse no ano t , com média $\mu_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} y_{it}$. Para um dado parâmetro $\varepsilon \neq 1$, o índice de Atkinson pode ser definido como:

$$A_{\varepsilon,t} = 1 - \left[\frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} \left(\frac{y_{it}}{\mu_t} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}},$$

em que $A_{\varepsilon,t} \in [0, 1)$, com valores próximos de zero indicando baixa perda de bem-estar (pouca desigualdade) e valores mais próximos de 1 indicando forte desigualdade, especialmente

penalizando as observações com valores muito abaixo da média.¹

A Tabela 13 apresenta os valores anuais do índice de Atkinson para o valor da produção aquícola, o VAB agropecuário e o índice de intensidade aquícola.

Tabela 13 – Índice de Atkinson da distribuição do valor da produção aquícola, do VAB agropecuário e do índice de intensidade aquícola por microrregião, 2013–2021.

Ano	Atkinson valor da produção	Atkinson VAB agropecuário	Atkinson <i>AI</i>
2013	0,5450	0,2147	0,8865
2014	0,5509	0,2015	0,8784
2015	0,5461	0,2036	0,8716
2016	0,5202	0,2143	0,8409
2017	0,5326	0,2089	0,8774
2018	0,5290	0,2253	0,8604
2019	0,5413	0,2181	0,8770
2020	0,5515	0,2417	0,8782
2021	0,5601	0,2661	0,8898

Do ponto de vista estatístico, a Tabela 13 permite três leituras principais:

1. Desigualdade elevada e persistente no valor da produção aquícola.

Os valores do índice de Atkinson para o valor da produção situam-se, em todos os anos, em torno de 0,52–0,56, indicando que, sob o critério implícito de aversão à desigualdade, a “perda de bem-estar” associada à distribuição desigual da piscicultura é substancial. Em termos intuitivos, isso significa que, para uma sociedade (ou formulador de política) com a aversão à desigualdade considerada, seria preferível renunciar a mais de 50% do valor total da produção se isso implicasse uma distribuição perfeitamente igualitária entre microrregiões. A trajetória levemente ascendente ao final da série (especialmente após 2018) sugere que, do ponto de vista da cauda inferior, não há evidências de redução da desigualdade.

2. Menor desigualdade relativa no VAB agropecuário, mas em alta.

Os índices de Atkinson para o VAB agropecuário se mantêm em patamares inferiores (cerca de 0,20–0,27), coerentes com uma desigualdade relevante, porém menos extrema do que na piscicultura. Contudo, assim como observado para o Theil, há uma tendência de aumento ao longo do período, com valores passando de aproximadamente 0,21 em 2013 para cerca de 0,27 em 2021. Isso indica que a cauda inferior da distribuição do VAB agropecuário (microrregiões com menor valor adicionado) também perde terreno relativo ao longo do tempo.

3. Desigualdade extrema na intensidade aquícola, com forte penalização da base.

Os valores de Atkinson para o *AI* são muito elevados em todos os anos (entre 0,84 e

¹ No presente trabalho, utiliza-se o parâmetro de aversão à desigualdade adotado na implementação padrão da função `ineq` do pacote `ineq` em R.

0,89), compatíveis com um cenário em que a enorme maioria das microrregiões apresenta intensidade aquícola muito baixa, enquanto um conjunto ínfimo concentra valores elevados do índice. Como o Atkinson é particularmente sensível à cauda inferior, esses resultados reforçam a ideia de que, sob uma ótica de bem-estar territorial, a distribuição da intensidade aquícola é extremamente desfavorável à base da distribuição (microrregiões com presença residual ou inexistente de piscicultura).

Em conjunto, os índices de Gini, Theil e Atkinson fornecem um quadro robusto de **desigualdade territorial persistente** na piscicultura brasileira. Enquanto Gini e Theil evidenciam a forte concentração na cauda superior (microrregiões líderes em produção e valor), o Atkinson destaca o afastamento da grande massa de microrregiões em relação à média, especialmente quando se considera a intensidade aquícola. Essa combinação de resultados justifica, nas seções seguintes, a análise detalhada de indicadores locais e de estatísticas espaciais globais e locais, a fim de identificar se essa concentração se organiza em *clusters* regionais bem definidos ou em pontos isolados no território nacional.

6.2.4 Índice de Gini ponderado e índice de concentração locacional

Além dos índices de desigualdade calculados diretamente sobre os valores microrregionais (Gini, Theil e Atkinson), é útil considerar medidas que comparam explicitamente a *distribuição espacial* da piscicultura com a distribuição espacial de uma atividade de referência. No presente estudo, essa comparação é feita entre o valor da produção aquícola e o valor adicionado bruto da agropecuária, ambos por microrregião, por meio de duas métricas: o *índice de Gini ponderado* e o *índice de concentração locacional* (CL).

Seja, para cada ano t , P_{it} a participação relativa da microrregião i no valor total da produção aquícola nacional e A_{it} a participação relativa da mesma microrregião no VAB agropecuário total, de forma que $\sum_i P_{it} = \sum_i A_{it} = 1$. Ordenando-se as microrregiões segundo A_{it} (da maior para a menor participação agropecuária), o índice de Gini ponderado pode ser obtido a partir da curva de Lorenz generalizada da piscicultura em relação à agropecuária, como:

$$G_t^W = 1 - \sum_i (A_{it} - A_{i-1,t}) (P_{it} + P_{i-1,t}),$$

em que $A_{0t} = P_{0t} = 0$. Valores próximos de zero indicam que a distribuição espacial da piscicultura é muito semelhante à da agropecuária (comportamento “proporcional” na mesma base territorial), enquanto valores mais elevados indicam que a piscicultura se concentra em um subconjunto de microrregiões com perfil distinto do da agropecuária em geral.

O índice de concentração locacional (CL_t), por sua vez, mede a distância absoluta entre as duas distribuições de participação:

$$CL_t = \frac{1}{2} \sum_i |P_{it} - A_{it}|.$$

Trata-se de uma medida de sobreposição entre duas distribuições discretas: $CL_t = 0$ quando $P_{it} = A_{it}$ para todas as microrregiões (mesma distribuição espacial da piscicultura e da agropecuária) e $CL_t = 1$ em um caso extremo em que as duas distribuições não se sobrepõem (por exemplo, toda a produção aquícola concentrada em microrregiões sem VAB agropecuário e vice-versa).

A Tabela 14 apresenta os valores anuais do índice de Gini ponderado e do índice de concentração locacional, para o período 2013–2021.

Tabela 14 – Índice de Gini ponderado e índice de concentração locacional da piscicultura em relação ao VAB agropecuário, 2013–2021.

Ano	Gini ponderado	Índice de concentração locacional (CL)
2013	0,384	0,607
2014	0,302	0,600
2015	0,281	0,586
2016	0,266	0,559
2017	0,209	0,570
2018	0,210	0,566
2019	0,189	0,569
2020	0,191	0,577
2021	0,252	0,594

Do ponto de vista estatístico, a Tabela 14 sugere três pontos centrais:

1. Convergência parcial da piscicultura para a geografia agropecuária até 2019.

O índice de Gini ponderado cai de aproximadamente 0,38 em 2013 para cerca de 0,19 em 2019–2020. Isso indica que, ao longo desse período, a distribuição espacial do valor da produção aquícola se tornou menos “desalinhada” em relação à distribuição do VAB agropecuário: em termos relativos, a piscicultura passa a se aproximar da geografia geral da agropecuária, difundindo-se para microrregiões cuja importância na agropecuária já era elevada. A elevação do índice em 2021 (0,25) sugere uma leve reversão dessa convergência no último ano da série, possivelmente associada a choques específicos em microrregiões líderes.

2. Nível persistentemente alto de dessemelhança espacial ($CL \approx 0,56$ –0,60**).**

Apesar da queda do Gini ponderado, o índice de concentração locacional permanece em patamares elevados ao longo de todo o período (entre 0,56 e 0,61). Em termos de interpretação, isso significa que uma fração substancial do valor da produção aquícola precisaria ser redistribuída entre microrregiões para que a sua distribuição espacial coincidisse com a do VAB agropecuário. Em outras palavras, a piscicultura continua sendo uma atividade fortemente seletiva em termos territoriais, ainda que tenha havido alguma aproximação relativa à geografia agropecuária.

3. Coerência com os índices de desigualdade absolutos.

Os níveis elevados de *CL* e os valores não triviais do Gini ponderado são compatíveis com os altos índices de Gini, Theil e Atkinson calculados diretamente para a piscicultura. Enquanto estes últimos captam a *desigualdade interna* na distribuição do valor da produção aquícola entre microrregiões, o Gini ponderado e o *CL* mostram que tal desigualdade está associada a um forte *descolamento locacional* em relação à estrutura agropecuária mais ampla. Ou seja, a piscicultura não é apenas desigual internamente, mas também se organiza espacialmente de forma distinta do conjunto da agropecuária.

Em conjunto, essas evidências reforçam a leitura de que a piscicultura brasileira apresenta uma **concentração territorial intensa e seletiva**: poucos polos microrregionais concentram parcela expressiva do valor da produção, e esses polos não correspondem, de maneira proporcional, aos principais centros do VAB agropecuário. Esse resultado motiva, nas seções seguintes, a análise de indicadores locais e de estatísticas espaciais globais, a fim de identificar se essa seletividade territorial se organiza em *clusters* contíguos de alta intensidade aquícola ou em pontos isolados dispersos pelo território nacional.

6.3 MÉTRICAS GLOBAIS DE DESIGUALDADE E CONCENTRAÇÃO TERRITORIAL

Nesta subseção, avaliam-se a desigualdade e a concentração territorial da piscicultura aquícola nas microrregiões brasileiras ao longo de 2013–2021, a partir de um conjunto de índices complementares: Gini, Theil, Atkinson, Gini ponderado e coeficiente de localização. As estatísticas são calculadas separadamente para o valor da produção aquícola, para o valor adicionado bruto da agropecuária (VAB agropecuário) e para o índice de intensidade aquícola (AII). O objetivo é verificar se a expansão territorial documentada anteriormente se traduz em redução da desigualdade espacial ou se a atividade permanece fortemente concentrada, bem como avaliar a robustez desse diagnóstico à escolha do índice de desigualdade.

6.3.1 Índice de Gini: nível e estabilidade da desigualdade

A Tabela 15 (estatísticas descritivas dos Ginis anuais) sintetiza o comportamento temporal do índice de Gini aplicado à produção aquícola, ao VAB agropecuário e ao AII.

Tabela 15 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Gini aplicado às variáveis econômicas (2013–2021).

Medida	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
Gini – valor da produção aquícola	9	0,79	0,79	0,01	0,77	0,80	0,01	-0,32	-1,47
Gini – VAB agropecuário	9	0,52	0,51	0,02	0,49	0,57	0,04	0,95	-0,43
Gini – índice de intensidade aquícola (AII)	9	0,96	0,96	0,01	0,94	0,96	0,01	-1,12	0,22

Para a produção aquícola, o Gini apresenta média em torno de 0,79, desvio-padrão de aproximadamente 0,01 e coeficiente de variação (CV) igual a 0,01, com valores anuais oscilando apenas entre cerca de 0,77 e 0,80. Em termos estatísticos, isso caracteriza um nível persistentemente

muito elevado de desigualdade territorial, com variação interanual mínima. A série de Gini da produção é praticamente estacionária em um patamar alto: não há evidência de convergência ou desconcentração relevante ao longo do período. A assimetria levemente negativa e a curtose bastante negativa (calculadas sobre nove observações anuais) indicam que não há anos “atípicos” de concentração extrema para além desse patamar já elevado; a desigualdade é estrutural.

Para o VAB agropecuário, o Gini médio situa-se em torno de 0,52, com desvio-padrão em torno de 0,02 e CV de 0,04, variando entre aproximadamente 0,49 e 0,57. A agropecuária também é desigual entre microrregiões, mas em grau substantivamente menor do que a piscicultura. A dispersão temporal ligeiramente maior (CV mais elevado) e a assimetria positiva sugerem que, ao longo do período, há episódios em que a desigualdade do VAB agropecuário aumenta mais do que diminui, com tendência de intensificação da concentração nos últimos anos (quando os Ginis se aproximam de 0,57).

O índice de intensidade aquícola (AII) apresenta Gini médio próximo de 0,96, desvio-padrão em torno de 0,01, CV de 0,01 e amplitude muito estreita (aproximadamente de 0,94 a 0,96). Esses valores são compatíveis com uma distribuição na qual quase toda a intensidade da piscicultura se concentra em um número muito pequeno de microrregiões, enquanto a grande maioria apresenta valores do índice próximos de zero. Em termos de desenho territorial, isso significa que, mesmo entre as microrregiões com produção positiva, poucas combinam simultaneamente alta participação relativa e forte especialização na piscicultura.

6.3.2 Índices de Theil: sensibilidade às caudas e assimetrias extremas

A Tabela 16 apresenta as estatísticas descritivas dos índices de Theil anuais. Diferentemente do Gini, o Theil enfatiza mais as observações de cauda superior (grandes valores) e é decomponível em componentes “entre” e “dentro” de grupos, o que o torna particularmente útil em análises regionais.

Tabela 16 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Theil aplicado às variáveis econômicas (2013–2021).

Medida	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
Theil – valor da produção aquícola	9	1,42	1,41	0,07	1,30	1,52	0,05	-0,02	-0,98
Theil – VAB agropecuário	9	0,48	0,45	0,06	0,42	0,60	0,12	1,02	-0,45
Theil – índice de intensidade aquícola (AII)	9	3,17	3,26	0,19	2,78	3,40	0,06	-0,73	-0,63

No caso da produção aquícola, o Theil apresenta média em torno de 1,42, desvio-padrão de aproximadamente 0,07 e CV de 0,05, com valores situados entre cerca de 1,30 e 1,52. Índices de Theil acima de 1 são raros em aplicações territoriais e indicam que uma fração muito substancial da produção total está concentrada em poucas unidades espaciais. Em termos de cauda, isso significa que as microrregiões mais produtivas se distanciam de forma extrema da mediana, reforçando quantitativamente o padrão visual já identificado nos boxplots. A variação temporal é moderada: há alguma flutuação na intensidade da concentração, mas sem alteração qualitativa do quadro de forte assimetria.

Para o VAB agropecuário, o Theil médio é de aproximadamente 0,48, com desvio-padrão de 0,06 e CV de 0,12, variando entre cerca de 0,42 e 0,60. A desigualdade agropecuária é relevante, mas fica claramente abaixo da observada para a piscicultura. O maior CV indica que a distribuição do VAB é mais sensível a choques ao longo do tempo (variações de safras, preços, mudanças estruturais na agropecuária) do que a distribuição da produção aquícola. A assimetria positiva sugere que os anos com maior desigualdade se afastam mais da média do que anos com menor desigualdade, compatível com a percepção de que a concentração do VAB agropecuário tende a aumentar na parte final do período.

No caso do AII, o Theil atinge valores médios em torno de 3,17, com desvio-padrão de aproximadamente 0,19 e CV de 0,06, variando entre cerca de 2,78 e 3,40. Essas magnitudes reforçam a ideia de uma distribuição extremamente polarizada: a maioria das microrregiões apresenta valores muito baixos de intensidade, enquanto poucas unidades concentram níveis muito elevados do índice. Como o Theil é altamente sensível a grandes valores, essa magnitude indica que, para a intensidade aquícola, a desigualdade territorial se manifesta de forma ainda mais aguda do que sugere o próprio Gini.

Assim, sob uma medida que privilegia a cauda superior, a ordenação entre variáveis permanece idêntica: AII é a mais desigual, seguida pela produção aquícola, e, por fim, pelo VAB agropecuário. Isso já constitui uma primeira análise de sensibilidade: a conclusão sobre a seletividade territorial da piscicultura não depende de um índice específico; ela é robusta quando se altera a forma de ponderar a distribuição.

6.3.3 Índice de Atkinson: interpretação normativa e perda de bem-estar

A Tabela 17 resume as estatísticas descritivas dos índices de Atkinson anuais. Diferentemente de Gini e Theil, o Atkinson incorpora explicitamente um parâmetro de aversão à desigualdade e pode ser interpretado diretamente em termos de “perda de bem-estar” associada à desigualdade observada.

Tabela 17 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Atkinson aplicado às variáveis econômicas (2013–2021).

Medida	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
Atkinson – valor da produção aquícola	9	0,54	0,54	0,01	0,52	0,56	0,02	-0,30	-1,28
Atkinson – VAB agropecuário	9	0,22	0,21	0,02	0,20	0,27	0,09	1,01	-0,30
Atkinson – índice de intensidade aquícola (AII)	9	0,87	0,88	0,01	0,84	0,89	0,02	-1,01	-0,10

Para a produção aquícola, o Atkinson apresenta média em torno de 0,54, desvio-padrão de aproximadamente 0,01 e CV de 0,02, com valores variando de cerca de 0,52 a 0,56. Isso significa que, sob o grau de aversão adotado, a distribuição efetiva da produção entre microrregiões é equivalente, em termos de bem-estar, a uma situação de perfeita igualdade em que cada microrregião receberia apenas cerca de 46% da média observada ($1 - 0,54$). Em outras palavras, mais da metade do “bem-estar potencial” associado à produção total é “perdido” devido à

desigualdade territorial. A baixa variação temporal indica que essa perda é estrutural, não meramente conjuntural.

Para o VAB agropecuário, o Atkinson médio é de aproximadamente 0,22, com desvio-padrão em torno de 0,02, CV de 0,09 e valores variando de cerca de 0,20 a 0,27. A perda de bem-estar equivalente é, portanto, muito menor: a distribuição observada do VAB é equivalente à igualdade em torno de 78% da média. Isso reforça, sob uma ótica normativa, o que já havia sido sugerido pelas medidas mais descritivas: a agropecuária é desigual, mas a piscicultura é ainda mais concentrada e “custosa” em termos de equidade territorial.

Para a intensidade aquícola, o Atkinson assume valores médios em torno de 0,87, com desvio-padrão de aproximadamente 0,01, CV igual a 0,02 e valores variando de cerca de 0,84 a 0,89. Nesse caso, a distribuição observada é equivalente a uma situação de perfeita igualdade em que cada microrregião teria apenas cerca de 13% da intensidade média. Normativamente, trata-se de um grau extremo de desigualdade: quase todo o “bem-estar territorial” hipotético se perde em função da concentração da intensidade da piscicultura em poucos polos.

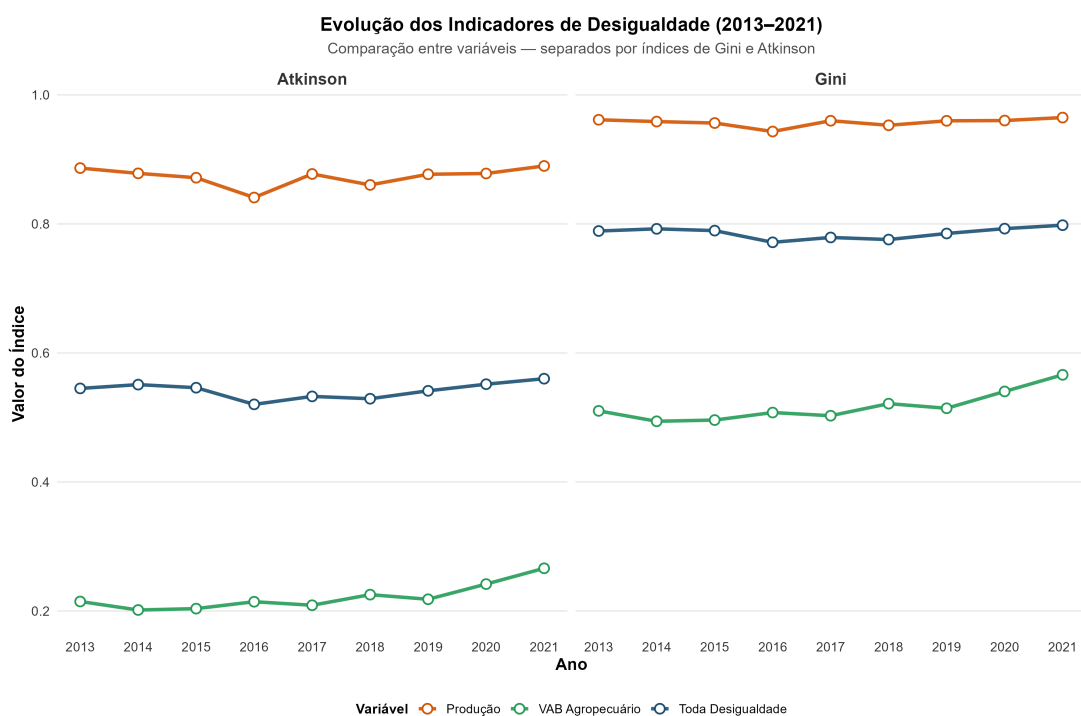


Figura 5 – Relação entre os índices de Gini e Atkinson para as variáveis econômicas analisadas, evidenciando a forte correlação entre as medidas de desigualdade.

A Figura 5 ilustra a relação entre os índices de Gini e Atkinson para cada variável ao longo dos anos. As trajetórias são praticamente colineares, com relação crescente quase linear, o que indica uma correlação temporal muito elevada entre as duas medidas. Isso é importante para a análise de sensibilidade: mesmo alterando o critério normativo (Atkinson) em relação a uma medida puramente descritiva (Gini), a mensagem sobre a desigualdade espacial da piscicultura permanece inalterada, tanto em termos de ordenação entre variáveis quanto de estabilidade temporal.

6.4 CURVAS DE LORENZ E COMPARAÇÃO VISUAL ENTRE ATIVIDADES

Além dos índices sintéticos, as curvas de Lorenz fornecem uma representação gráfica direta da desigualdade. A Figura 6 apresenta as curvas de Lorenz agregadas para o valor da produção aquícola, para o VAB agropecuário e para o índice de intensidade aquícola, considerando o conjunto das microrregiões.

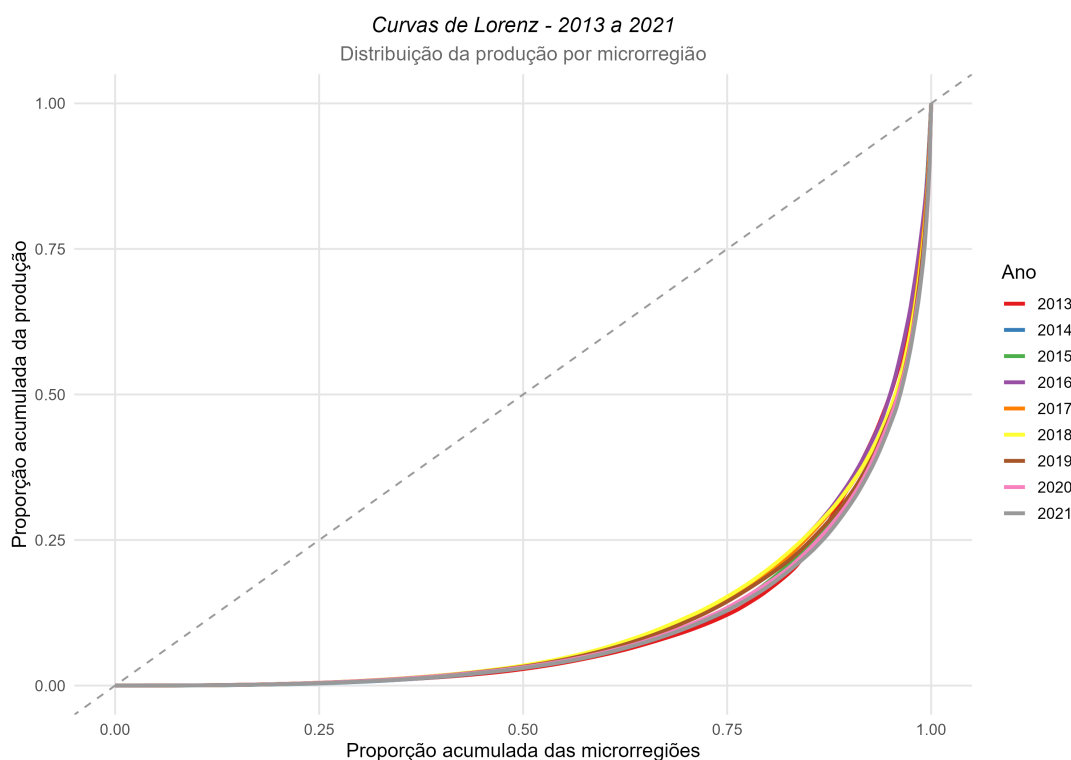


Figura 6 – Curvas de Lorenz agregadas para o valor da produção aquícola, o VAB agropecuário e o índice de intensidade aquícola, evidenciando os diferentes graus de concentração territorial.

A curva de Lorenz do VAB agropecuário desvia-se da linha de perfeita igualdade, mas de forma moderada: a área entre a curva e a diagonal é relativamente pequena, compatível com os Ginis em torno de 0,5. Em termos práticos, isso significa que uma fração ainda importante do VAB está distribuída por um conjunto relativamente amplo de microrregiões, apesar da presença de alguns polos agropecuários mais robustos.

A curva da produção aquícola, por sua vez, encontra-se sistematicamente mais distante da diagonal do que a curva do VAB. Para as mesmas frações acumuladas de microrregiões, a parcela acumulada da produção aquícola é menor, o que indica que uma proporção menor de unidades espaciais responde por uma parcela maior da produção total. Essa diferença visual entre as duas curvas materializa o diagnóstico numérico de que a piscicultura é mais concentrada do que a agropecuária como um todo.

A curva correspondente ao índice de intensidade aquícola (quando representada em termos de “massa de intensidade” acumulada) mostra o afastamento mais drástico em relação à diagonal:

por boa parte da distribuição acumulada de microrregiões, a intensidade acumulada permanece próxima de zero e somente nos percentis finais a curva se aproxima do valor total acumulado. Em termos de Lorenz, isso indica que uma minoria ínfima de microrregiões concentra quase toda a intensidade relativa da piscicultura no território. Essa representação dialoga diretamente com os valores extremos observados para os índices de Gini, Theil e Atkinson do AII.

6.4.1 Gini ponderado e coeficiente de localização: desalinhamento em relação ao VAB agropecuário

Por fim, a Tabela 18 apresenta as estatísticas descritivas do índice de Gini ponderado e do coeficiente de localização (CL) ao longo de 2013–2021. Diferentemente dos índices anteriores, que avaliam a desigualdade interna de cada variável, esses dois indicadores mensuram o grau de desalinhamento entre a distribuição territorial da piscicultura e a distribuição do VAB agropecuário.

Tabela 18 – Estatísticas descritivas anuais do índice de Gini ponderado e do coeficiente de localização (2013–2021).

Medida	<i>n</i>	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV	Assimetria	Curtose
Gini ponderado (piscicultura vs. VAB agropecuário)	9	0,25	0,25	0,06	0,19	0,38	0,25	0,72	-0,71
Coeficiente de localização (<i>CL</i>)	9	0,58	0,58	0,02	0,56	0,61	0,03	0,23	-1,66

O Gini ponderado apresenta média em torno de 0,25, com desvio-padrão de aproximadamente 0,06 e coeficiente de variação de 0,25, variando entre cerca de 0,19 e 0,38. O nível médio indica um desalinhamento considerável entre as duas distribuições, enquanto o CV elevado sugere que a intensidade do desalinhamento varia de forma mais pronunciada ao longo do período. Há anos em que a distribuição da piscicultura se aproxima relativamente da distribuição do VAB agropecuário e outros em que se afasta, acentuando especializações regionais. Em termos de desenho territorial, isso sugere que a piscicultura não segue mecanicamente a geografia do setor agropecuário, podendo se configurar como um segmento com dinâmica locacional própria.

O coeficiente de localização apresenta média em torno de 0,58, desvio-padrão de aproximadamente 0,02 e CV de 0,03, com valores variando de cerca de 0,56 a 0,61. Esse índice pode ser interpretado como a fração da produção aquícola que precisaria ser redistribuída entre microrregiões para que a estrutura territorial da piscicultura fosse idêntica à do VAB agropecuário. Um valor médio de 0,58 implica que mais da metade da produção precisaria ser realocada para eliminar as diferenças locais entre as duas atividades, e a baixa variabilidade temporal indica que esse desalinhamento é estável ao longo de todo o período.

Do ponto de vista dos objetivos do trabalho, essa dupla evidência é central: a piscicultura não é apenas mais desigual do que a agropecuária; ela também está localizada em um conjunto de áreas que difere substancialmente daquelas com maior peso agropecuário global. Isso justifica, nas seções seguintes, a análise de especialização regional via indicadores como *RPI*, *RPA*, quocientes locais e AII, bem como a aplicação de estatísticas espaciais globais e locais para identificar padrões de aglomeração, clusters e sistemas locais da piscicultura aquícola.

6.4.2 Análise de sensibilidade do índice de Atkinson

Uma característica importante do índice de Atkinson é sua dependência do parâmetro de aversão à desigualdade $\varepsilon > 0$, que controla o peso relativo atribuído às observações situadas na cauda inferior da distribuição. Valores baixos de ε implicam menor penalização das diferenças entre unidades de baixa e alta produção, aproximando o índice de medidas mais “neutras” como o próprio Gini. À medida que ε aumenta, o indicador passa a enfatizar desproporcionalmente as microrregiões com menor participação, de modo que pequenas variações na cauda inferior podem produzir alterações relevantes na medida de desigualdade.

Com o objetivo de avaliar a robustez dos resultados para a piscicultura, realizou-se uma análise de sensibilidade do índice de Atkinson para o ano final da amostra (2021), variando-se ε em cinco níveis: 0,3, 0,5, 0,7, 0,9 e 1,0. A Figura 7 apresenta a trajetória correspondente dos valores do índice para o valor da produção aquícola por microrregião.

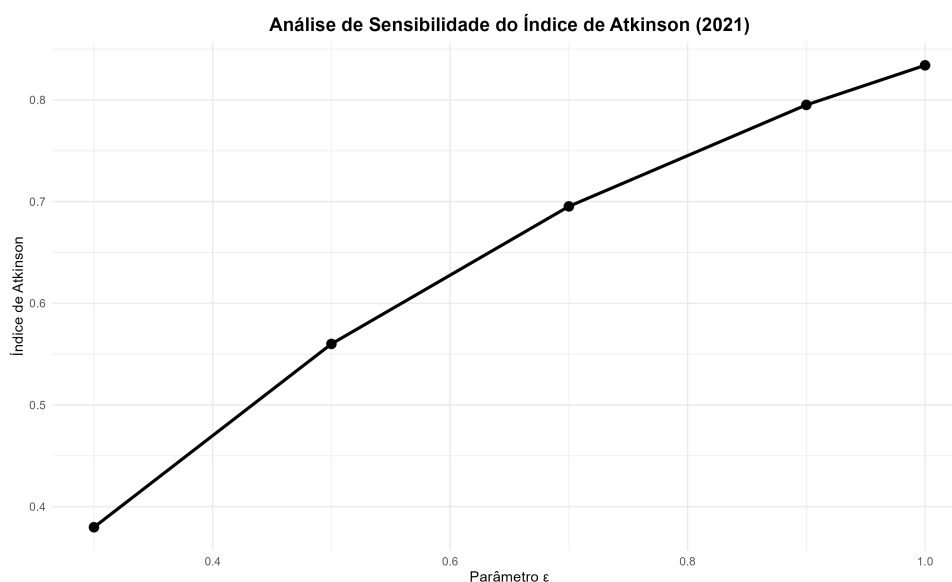


Figura 7 – Análise de sensibilidade do índice de Atkinson para o valor da produção aquícola, segundo diferentes valores do parâmetro ε (2021).

Os resultados evidenciam uma relação monotônica crescente entre ε e o índice de Atkinson. Para $\varepsilon = 0,3$, obtém-se um valor em torno de 0,38, o que já indica um grau elevado de desigualdade, ainda que relativamente moderado quando comparado a configurações mais “sensíveis” à cauda inferior. Ao elevar ε para 0,5, valor utilizado nos cálculos agregados apresentados na Tabela 17, o índice aproxima-se de 0,56, reforçando a interpretação de que uma parcela expressiva da produção concentra-se em um subconjunto restrito de microrregiões.

Para níveis ainda mais altos de aversão à desigualdade, como $\varepsilon = 0,7$ e $\varepsilon = 0,9$, o índice cresce para aproximadamente 0,70 e 0,80, respectivamente, atingindo cerca de 0,84 quando $\varepsilon = 1,0$. Em termos normativos, isso equivale a admitir que o planejador social dá muito mais peso às microrregiões menos dinâmicas; nesse cenário, a desigualdade da piscicultura torna-se extrema: seria possível, em princípio, reduzir em mais de 80% o valor total produzido

e, ainda assim, manter o mesmo “nível de bem-estar” se a produção fosse distribuída de forma perfeitamente igualitária entre as microrregiões.

Do ponto de vista substantivo, essa análise de sensibilidade mostra que a conclusão central, **forte concentração espacial do valor da produção aquícola**, é robusta a diferentes graus de aversão à desigualdade. Mesmo em configurações mais “tolerantes” (valores baixos de ϵ), o índice permanece em patamares altos; à medida que se aumenta o peso dado às microrregiões menos favorecidas, a desigualdade medida torna-se ainda mais pronunciada, sem qualquer indicação de reversão ou suavização relevante.

Essa robustez é coerente com o que foi observado pelas curvas de Lorenz e pelos índices de Gini e Theil ao longo do período: a distância em relação à linha de perfeita igualdade é grande e persistente, e pequenos grupos de microrregiões concentram parcelas muito expressivas da produção total.

A análise de sensibilidade com o índice de Atkinson, portanto, complementa os resultados anteriores ao demonstrar que, qualquer que seja o *critério normativo* adotado para avaliar a desigualdade, a piscicultura brasileira em 2021 apresenta um quadro de forte assimetria territorial, com implicações diretas para os objetivos do trabalho de mensurar a concentração e mapear a seletividade regional da atividade.

6.5 ESPECIALIZAÇÃO LOCACIONAL DA PISCICULTURA NAS MICRORREGIÕES BRASILEIRAS (2021)

Nesta subseção, analisa-se a dimensão espacial da especialização produtiva da piscicultura em 2021, a partir do quociente locacional (LQ) e do índice de participação relativa (RPI). O objetivo é identificar microrregiões cuja estrutura agropecuária é fortemente marcada pela atividade aquícola e que, ao mesmo tempo, respondem por parcelas relevantes do valor total da piscicultura nacional, contribuindo para a caracterização de possíveis sistemas locais de produção.

O quociente locacional compara a participação da piscicultura no valor agropecuário de cada microrregião com a participação da piscicultura no valor agropecuário do Brasil como um todo. Valores de LQ superiores a 1 indicam acima da média nacional; LQ próximos de zero denotam presença residual da atividade. Neste estudo, adotou-se como régua de especialização $LQ > 2$, de modo a selecionar apenas microrregiões em que a piscicultura tem peso pelo menos duas vezes maior que a referência nacional. Em 2021, 76 microrregiões listadas na 19 satisfazem esse critério, o que corresponde a algo em torno de 15% do total de unidades com produção positiva. Trata-se, portanto, de um subconjunto relativamente pequeno de microrregiões, o que já sugere que a especialização locacional é um fenômeno concentrado.

Tabela 19 – Microrregiões com Quociente Locacional maior que 2 – 2021

Microrregião	Produção Aquícola (R\$)	RPI	LQ
Itaparica - PE	198002.000	0.0401	83.9871
Paulo Afonso - BA	76997.608	0.0156	38.6267
Alagoana do Sertão do São Francisco - AL	48175.000	0.0098	36.3435
Jales - SP	143644.060	0.0291	22.7990
Ariquemes - RO	228032.091	0.0462	19.6758
Boa Vista - RR	66835.100	0.0135	19.4738
Três Marias - MG	115770.000	0.0234	15.9121
Teresina - PI	23494.909	0.0048	14.6167
Médio Jaguaribe - CE	21375.000	0.0043	13.3705
Rio Preto da Eva - AM	20304.000	0.0041	13.3205
Toledo - PR	518664.324	0.1050	12.3421
Paranaíba - MS	111114.900	0.0225	11.8003
Médio Curu - CE	8675.464	0.0018	9.7726
Floriano - PI	24798.972	0.0050	9.7614
Rosário - MA	8331.937	0.0017	9.7400
Baixada Maranhense - MA	55966.642	0.0113	9.6711
Sapé - PB	15273.000	0.0031	9.4747
Cascavel - PR	253852.180	0.0514	8.1065
Ji-Paraná - RO	107468.736	0.0218	7.9677
Dianópolis - TO	78339.400	0.0159	7.8559
Cuiabá - MT	85349.419	0.0173	7.6692
Tubarão - SC	87403.563	0.0177	7.2016
Andradina - SP	58333.500	0.0118	7.1085
Baixo Parnaíba Piauiense - PI	14338.214	0.0029	7.0506
Caracaraí - RR	10272.500	0.0021	6.9270
Alto Paraguai - MT	28440.623	0.0058	6.8702
Vilhena - RO	78845.309	0.0160	6.7097
Blumenau - SC	30603.684	0.0062	6.5047
Joinville - SC	48759.868	0.0099	6.2556
Dracena - SP	18330.760	0.0037	5.9802
Itapecuru Mirim - MA	5345.092	0.0011	5.9795
Codó - MA	7897.286	0.0016	5.3720
Macapá - AP	7613.566	0.0015	5.2702
Pindaré - MA	46073.124	0.0093	4.7987

Continua na próxima página

Microrregião	Produção Aquícola (R\$)	RPI	LQ
Nordeste de Roraima - RR	14574.000	0.0030	4.5752
Lençóis Maranhenses - MA	4327.134	0.0009	4.3872
Médio Mearim - MA	17537.109	0.0036	4.0713
Campo Maior - PI	7234.283	0.0015	3.9892
Oiapoque - AP	1125.721	0.0002	3.9553
Propriá - SE	6746.032	0.0014	3.8086
Agreste Potiguar - RN	4223.400	0.0009	3.7086
Alto Guaporé - MT	28849.576	0.0058	3.5612
Porto Velho - RO	66759.727	0.0135	3.4939
Chapadinha - MA	6759.921	0.0014	3.4906
Mazagão - AP	1366.944	0.0003	3.4604
Alfenas - MG	38677.610	0.0078	3.3913
Pouso Alegre - MG	16352.450	0.0033	3.3656
Bico do Papagaio - TO	24922.947	0.0050	3.3532
Linhares - ES	23162.800	0.0047	3.3080
Caxias - MA	9292.569	0.0019	3.2564
Rosário Oeste - MT	7237.195	0.0015	3.2360
Picos - PI	5306.692	0.0011	3.1922
Itabaiana - PB	2664.180	0.0005	3.0859
Macaíba - RN	8519.790	0.0017	3.0810
Ituiutaba - MG	30387.290	0.0062	3.0753
Brejo Paraibano - PB	8009.600	0.0016	3.0105
Médio Parnaíba Piauiense - PI	5941.570	0.0012	2.9337
Manaus - AM	33621.500	0.0068	2.9161
Ubá - MG	8467.875	0.0017	2.8984
Litoral Piauiense - PI	7491.875	0.0015	2.8361
Valença do Piauí - PI	3219.383	0.0007	2.7860
Mogi Mirim - SP	25560.200	0.0052	2.7801
Litoral Norte - PB	6258.800	0.0013	2.6755
Suape - PE	5561.000	0.0011	2.5690
Sudeste de Roraima - RR	5584.200	0.0011	2.5263
Chapadas do Alto Itapecuru - MA	11556.697	0.0023	2.4846
São Miguel dos Campos - AL	54260.000	0.0110	2.4238
São José do Rio Preto - SP	35302.120	0.0071	2.3797
Cacoal - RO	34117.389	0.0069	2.3594
Alta Floresta - MT	16967.000	0.0034	2.3281

Continua na próxima página

Microrregião	Produção Aquícola (R\$)	RPI	LQ
Franca - SP	36148.710	0.0073	2.3088
Quirinópolis - GO	19876.120	0.0040	2.2232
Litoral de Aracati - CE	3980.610	0.0008	2.1692
Rio do Sul - SC	18935.500	0.0038	2.0861
Marabá - PA	14981.200	0.0030	2.0579
Londrina - PR	25350.820	0.0051	2.0500

A Figura 8 resume a distribuição dos valores de LQ entre essas microrregiões especializadas é sintetizada no histograma do quociente locacional. O gráfico está construído apenas para $LQ > 2$ (amostra das microrregiões especializadas), com classes de largura 2 e duas linhas verticais tracejadas indicando o próprio limiar de seleção ($LQ = 2$) e um segundo patamar de “alta especialização” ($LQ = 15$). Observa-se que a maior parte das microrregiões especializadas concentra-se no intervalo aproximado entre 2 e 10, com frequência decrescente à medida que o LQ aumenta. Há um pequeno grupo na faixa de 10 a 20 e apenas poucos casos com LQ acima de 30. Um destaque extremo é Itaparica–PE, com LQ em torno de 85, revelando uma estrutura agropecuária fortemente dominada pela piscicultura. Essa distribuição é claramente assimétrica à direita, com cauda longa e poucos valores muito elevados, o que é consistente com os padrões de cauda pesada observados anteriormente nas distribuições de produção e valor da piscicultura: a maior parte das microrregiões tem especialização moderada, enquanto um núcleo muito restrito exhibe especialização extrema.

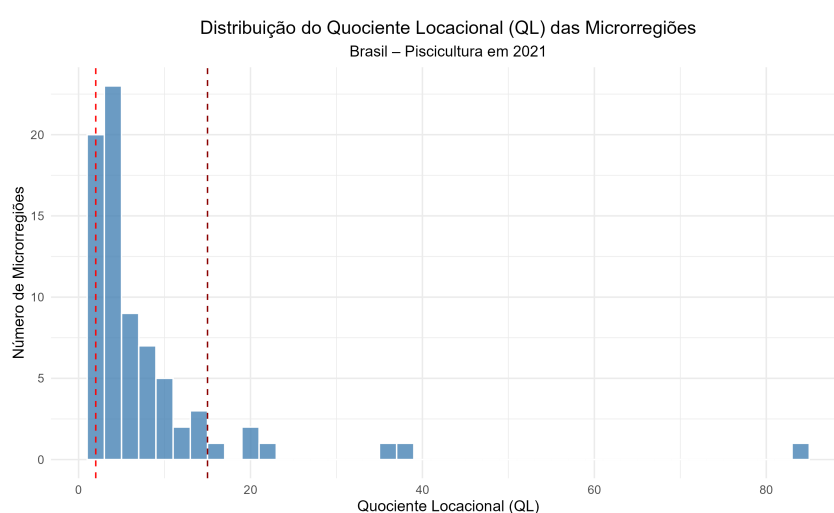


Figura 8 – Distribuição do quociente locacional (LQ) das microrregiões com especialização em piscicultura ($LQ > 2$), Brasil, 2021. As linhas tracejadas indicam o limiar de especialização ($LQ = 2$) e o patamar de alta especialização ($LQ = 15$).

A lista de microrregiões com $LQ > 2$ mostra que esses núcleos especializados se distribuem por diferentes macrorregiões do país, mas com forte presença em áreas associadas a reservatórios, fronteiras agropecuárias e eixos fluviais relevantes. Destacam-se, no Norte, microrregiões de

Rondônia (Ariquemes, Ji-Paraná, Vilhena, Cacoal, Porto Velho), Roraima (Boa Vista, Nordeste e Sudeste de Roraima, Caracaraí), Amazonas (Manaus, Rio Preto da Eva) e Amapá (Macapá, Oiapoque, Mazagão); no Nordeste, microrregiões do entorno do São Francisco (Itaparica–PE, Paulo Afonso–BA, Alagoana do Sertão do São Francisco–AL, Chapadas do Alto Itapecuru–MA, Baixada Maranhense, Lençóis Maranhenses, Médio Mearim, Pindaré, Rosário–MA), além de áreas do litoral e interior do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe e Piauí; no Centro-Oeste, microrregiões de Mato Grosso (Cuiabá, Alto Paraguai, Alto Guaporé, Rosário Oeste, Alta Floresta) e Mato Grosso do Sul (Paranaíba); no Sudeste e Sul, microrregiões paulistas (Jales, Andradina, Dracena, São José do Rio Preto, Franca, Mogi Mirim), mineiras (Três Marias, Alfenas, Pouso Alegre, Ituiutaba, Ubá), paranaenses (Toledo, Cascavel, Londrina), catarinenses (Tubarão, Blumenau, Joinville, Rio do Sul), além de casos em Goiás (Quirinópolis), Espírito Santo (Linhares) e Pará (Marabá). Essa configuração reforça a ideia de que a piscicultura se articula a condições hidrológicas específicas (lagos, reservatórios, rios de grande porte) e a estratégias regionais de desenvolvimento agroindustrial.

A Figura 9 apresenta o diagrama de dispersão entre LQ e RPI aprofunda a análise ao relacionar especialização setorial com contribuição relativa para o valor total da piscicultura nacional. O eixo horizontal representa o quociente locacional e o vertical, o índice de participação relativa (RPI), expresso em termos percentuais do valor nacional. Linhas tracejadas em $LQ = 15$ e $RPI = 2\%$ segmentam o plano em quatro quadrantes, permitindo classificar as microrregiões segundo combinações de especialização e participação. A nuvem de pontos mostra forte concentração de microrregiões em valores baixos de LQ (próximos de 1 ou inferiores) e RPI inferior a 1%, indicando que, para a maioria das unidades espaciais, a piscicultura tem peso reduzido tanto na estrutura agropecuária local quanto no total nacional: são microrregiões com presença residual da atividade.

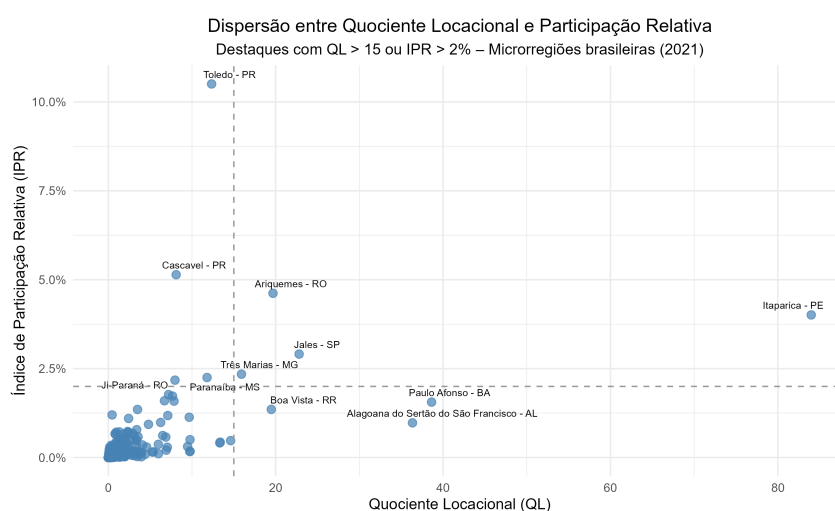


Figura 9 – Dispersão entre o quociente locacional (LQ) e o índice de participação relativa (RPI) da piscicultura nas microrregiões brasileiras, 2021. Linhas tracejadas em $LQ = 15$ e $RPI = 2\%$ destacam microrregiões com forte especialização e/ou elevada contribuição para o valor nacional da piscicultura.

O quadrante de maior interesse, do ponto de vista da identificação de “sistemas locais de produção aquícola”, é aquele com $LQ > 15$ e $RPI > 2\%$. Nele aparecem microrregiões como Toledo–PR, Cascavel–PR, Ariquemes–RO, Jales–SP e Itaparica–PE. Essas unidades combinam forte especialização relativa (piscicultura muito mais importante localmente do que na média do país) com participação expressiva no valor total da piscicultura brasileira. Em termos estatísticos, elas ocupam simultaneamente posições extremas na cauda direita da distribuição do LQ e nos percentis superiores da distribuição do RPI, configurando núcleos de grande relevância sistêmica para a cadeia produtiva.

Outro grupo relevante é formado pelas microrregiões com LQ elevado, mas RPI abaixo de 2%. Casos como Paulo Afonso–BA, Alagoana do Sertão do São Francisco–AL, Vilhena–RO e diversas microrregiões do Maranhão, Piauí e Amapá situam-se nesse quadrante. Nesses casos, a piscicultura é fortemente especializada no contexto local (LQ alto), mas o valor produzido ainda representa parcela relativamente pequena do total nacional. Do ponto de vista da dinâmica territorial, tratam-se de “especializações emergentes” ou de nicho: a atividade é central para a economia agropecuária da microrregião, mas seu peso agregado ainda é limitado.

Há, por fim, microrregiões com participação relativa maior, porém com LQ moderado, indicando contribuições relevantes para o volume nacional em contextos agropecuários mais diversificados. Embora menos numerosos, esses casos ilustram que uma microrregião pode ter produção volumosa sem ser fortemente especializada, o que ressalta a importância de analisar conjuntamente LQ e RPI, e não apenas valores absolutos de produção ou de valor.

Do ponto de vista dos objetivos do trabalho, essa análise espacial dos indicadores locais cumpre papel central. Primeiro, ela materializa, em termos estatísticos, a concentração territorial previamente captada pelos índices de desigualdade: a existência de um conjunto restrito de microrregiões com LQ muito elevado e RPI significativo explica, em grande medida, os elevados valores de Gini, Theil e Atkinson observados para a distribuição do valor da piscicultura. Segundo, a identificação de microrregiões com altas combinações de LQ e RPI fornece candidatos naturais a “sistemas locais de produção aquícola”, nos quais a piscicultura organiza a estrutura produtiva regional e pode gerar encadeamentos econômicos e tecnológicos específicos. Terceiro, o contraste entre microrregiões com alta especialização e baixa participação e aquelas com alta participação e especialização moderada sugere trajetórias distintas de integração territorial da atividade, que podem ser exploradas nas análises espaciais subsequentes (por exemplo, via indicadores locais de autocorrelação espacial).

Em síntese, a combinação do histograma do quociente locacional, da lista de microrregiões com $LQ > 2$ e do diagrama de dispersão LQ–RPI mostra que a piscicultura brasileira é espacialmente seletiva: poucos territórios concentram simultaneamente especialização intensa e grande participação no valor nacional, enquanto a maioria das microrregiões permanece em patamares residuais. Essa evidência reforça a necessidade de tratar a piscicultura não como uma atividade uniformemente difundida, mas como um conjunto de sistemas produtivos territorialmente ancorados, cuja identificação é fundamental para a compreensão dos padrões de concentração e das

oportunidades de desenvolvimento regional associadas ao setor.

6.6 ÍNDICE DE INTENSIDADE AQUÍCOLA (AII)

O índice de intensidade aquícola (*AII*) combina, em cada microrregião, a participação relativa da piscicultura no valor nacional da atividade (*RPI*) com o quociente locacional (*LQ*). Na forma como foi construído, $AII = RPI \times LQ$, de modo que o indicador assume valores elevados apenas quando a microrregião, simultaneamente, responde por uma parcela relevante do valor da piscicultura nacional e apresenta forte especialização setorial em relação ao conjunto da agropecuária. Assim, o *AII* sintetiza a ideia de “sistema local de produção aquícola”, no sentido de que captura situações em que a piscicultura é ao mesmo tempo grande e relativamente dominante na estrutura produtiva local.

Do ponto de vista descritivo, os resultados anuais mostrados na seção anterior indicam que a distribuição do *AII* é extremamente desigual: o índice de Gini para o *AII* situa-se em torno de 0,96 e o índice de Atkinson em torno de 0,87 ao longo do período, com coeficientes de variação próximos de 1% para ambos. Esses valores, associados à curtose elevada, sugerem uma massa de microrregiões com *AII* praticamente nulo e poucos casos com intensidade muito elevada. Em termos estatísticos, trata-se de uma distribuição altamente concentrada, mais desigual que a própria produção ou o valor da piscicultura isoladamente, o que reforça a visão de que a combinação simultânea de escala e especialização é rara no território brasileiro.

A Tabela 19 lista, para 2021, as microrregiões com $LQ > 2$, ou seja, aquelas em que a piscicultura apresenta especialização locacional clara em relação à agropecuária. Entre essas, a ordenação por *AII* evidencia que poucas microrregiões concentram os valores mais elevados do índice. Em primeiro lugar aparece Itaparica (PE), com $AII \approx 3,37$, $LQ \approx 84$ e $RPI \approx 4,0\%$. Em termos de produção, Itaparica responde por cerca de 24,9 milhões de kg e valor da produção próximo de R\$ 198 milhões, com preço implícito da ordem de R\$ 8/kg. O *AII* elevado decorre da combinação de um quociente locacional extremo — indicando que a piscicultura domina a estrutura agropecuária local — com uma participação não desprezível no valor nacional, de modo que Itaparica se configura como um outlier de hiperespecialização.

Toledo (PR) ocupa a segunda posição, com $AII \approx 1,30$, $LQ \approx 12,3$ e $RPI \approx 10,5\%$. Em 2021, a microrregião produz pouco mais de 80 milhões de kg, com valor da produção em torno de R\$ 518 milhões, o que a torna o maior polo de piscicultura do país em termos de volume e valor absolutos. O quociente locacional é elevado, mas não extremo como em Itaparica, refletindo o fato de que a agropecuária regional é diversificada e que a piscicultura, embora central, não é tão dominante quanto no caso pernambucano. A comparação entre Itaparica e Toledo ilustra bem o papel do *AII*: Toledo lidera em escala e participação nacional (*RPI*), enquanto Itaparica lidera em especialização (*LQ*); o *AII* diferencia esses dois tipos de liderança, destacando Itaparica como o caso de maior “intensidade relativa” da piscicultura no tecido produtivo local.

Na sequência do ranking de 2021 aparecem Ariquemes (RO), Jales (SP) e Paulo Afonso

Tabela 20 – Microrregiões com maiores valores do Índice de Intensidade Aquícola (AII), 2021.

Microrregião	UF	Produção (kg)	Valor (R\$)	LQ	AII	Preço (R\$/kg)
Itaparica	PE	24 883 400.00	198 002.00	84.00	3.37	7.96
Toledo	PR	80 129 862.00	518 664.32	12.34	1.30	6.47
Ariquemes	RO	26 086 694.00	228 032.09	19.68	0.91	8.74
Jales	SP	18 695 604.00	143 644.06	22.80	0.66	7.68
Paulo Afonso	BA	9 721 838.00	76 997.61	38.63	0.60	7.92
Cascavel	PR	33 711 974.00	253 852.18	8.11	0.42	7.53
Três Marias	MG	13 599 500.00	115 770.00	15.91	0.37	8.51
Alagoana do Sertão...	AL	3 172 500.00	48 175.00	36.34	0.36	15.20
Paranaíba	MS	15 323 773.00	111 114.90	11.80	0.27	7.25
Boa Vista	RR	7 839 450.00	66 835.10	19.47	0.26	8.53
Ji-Paraná	RO	11 430 099.00	107 468.74	7.97	0.17	9.40
Cuiabá	MT	8 970 503.00	85 349.42	7.67	0.13	9.51
Tubarão	SC	10 945 840.00	87 403.56	7.20	0.13	7.99
Dianópolis	TO	6 534 661.00	78 339.40	7.86	0.13	12.00
Baixada Maranhense	MA	6 491 612.00	55 966.64	9.67	0.11	8.62

(BA), com *AII* na faixa de 0,6 a 0,9. Ariquemes combina produção superior a 26 milhões de kg e valor acima de R\$ 228 milhões com $LQ \approx 19,7$ e $RPI \approx 4,6\%$, o que sugere um sistema local de piscicultura bastante robusto na região Norte, articulando escala e especialização. Jales, por sua vez, apresenta $LQ \approx 22,8$ e $RPI \approx 2,9\%$, com produção superior a 18 milhões de kg, posicionando-se como um polo consolidado no interior paulista. Paulo Afonso combina $LQ \approx 38,6$ com $RPI \approx 1,6\%$, com menor participação nacional que Ariquemes, mas intensidade relativa elevada, reforçando o papel do submédio São Francisco como eixo de concentração da piscicultura.

Cascavel (PR), Três Marias (MG), Alagoana do Sertão do São Francisco (AL), Paranaíba (MS) e Boa Vista (RR) completam o conjunto das quinze microrregiões com maiores valores de *AII* em 2021. Em todas elas, o padrão é semelhante: LQ acima de 7 e RPI entre 1% e 5%, com produção física e valor da piscicultura consideráveis. Em termos estatísticos, essas microrregiões ocupam a cauda direita da distribuição do *AII* e, portanto, são as principais candidatas à interpretação como “sistemas locais de produção aquícola” no sentido de elevada intensidade e potencial de encadeamentos econômicos.

A Tabela 21 apresenta um subconjunto de microrregiões escolhidas para análise mais detalhada, com base em critérios que combinam produção total, dinâmica temporal, LQ e *AII*. Toledo (PR), Itaparica (PE), Ariquemes (RO), Três Marias (MG), Jales (SP) e Paranaíba (MS) situam-se entre os maiores valores de *AII* em 2021, representando perfis distintos de sistemas locais consolidados ou em expansão. Rosário (MA) e Floriano (PI), embora não estejam entre os quinze maiores valores de *AII*, apresentam LQ elevado e participação relativa modesta, o que configura casos de especialização com base econômica mais frágil: o *AII* é positivo, mas sensivelmente inferior aos líderes, sugerindo concentração setorial em estruturas produtivas de menor escala.

Tabela 21 – Microrregiões selecionadas e respectivos critérios de inclusão.

Microrregião	Estado	Critério de seleção
Toledo	PR	Maior produção, crescimento consistente
Itaparica	PE	LQ extremo, alta especialização (outlier)
Ariquemes	RO	Crescimento relevante na região Norte
Três Marias	MG	Caso consolidado no Sudeste
Rosário	MA	Oscilação e fragilidade produtiva
Florianópolis	PI	Casos de variação relevante em RPI e LQ
Jales	SP	Evolução estável e alta intensidade no Sudeste
Paranaíba	MS	Emergente com trajetória ascendente

Do ponto de vista dos objetivos do trabalho, a análise do *AII* cumpre dois papéis centrais. Em primeiro lugar, ela aprofunda o diagnóstico de concentração territorial ao mostrar que a desigualdade não se restringe à produção ou ao valor da piscicultura considerados isoladamente: a intensidade relativa da atividade, medida pelo *AII*, é ainda mais concentrada, indicando que poucos territórios conseguem articular escala e especialização de forma simultânea. Em segundo lugar, o *AII* fornece um critério operacional para a identificação de “núcleos” ou “sistemas locais” de piscicultura, **como Itaparica, Toledo, Ariquemes, Jales e Três Marias**, que poderão ser explorados nas análises espaciais subsequentes (autocorrelação local, *clusters* de alto-alto, etc.), permitindo discutir de maneira mais estruturada a formação de eixos territoriais da piscicultura brasileira e as assimetrias regionais de desenvolvimento da atividade.

6.7 COMPORTAMENTO TEMPORAL DO ÍNDICE DE INTENSIDADE AQUÍCOLA (AII) NAS MICRORREGIÕES SELECIONADAS

A análise do índice de intensidade aquícola (AII) nas microrregiões selecionadas aprofunda a compreensão sobre a forma como a piscicultura se insere na estrutura produtiva agropecuária local ao longo do tempo. Diferentemente de medidas puramente absolutas de produção ou valor, o AII sintetiza simultaneamente participação relativa e especialização setorial, de modo que valores elevados indicam territórios em que a piscicultura assume papel estruturalmente central. Os três gráficos apresentados permitem examinar esse comportamento sob perspectivas complementares.

No primeiro gráfico, que exclui Itaparica e utiliza uma escala de AII limitada aproximadamente a 1,3, observa-se com nitidez a hierarquia entre os principais polos. Toledo (PR) apresenta a trajetória mais claramente ascendente, partindo de valores em torno de 0,2–0,3 em 2013 e alcançando cerca de 1,3 em 2021. A curva é suave, com baixa variabilidade interanual, o que caracteriza um processo de aprofundamento consistente da intensidade aquícola, compatível com a ideia de um sistema local de produção consolidado e em expansão. Ariquemes (RO), por sua vez, inicia o período com AII já elevado, cresce rapidamente até 2016, atingindo patamar em torno de 1,6, e em seguida passa por um movimento de ajuste descendente, estabilizando entre 0,7 e 0,9 no final da série. Estatisticamente, trata-se de uma trajetória em “ciclo”: fase de

forte expansão seguida de perda relativa de intensidade, sugerindo possível diversificação da base agropecuária ou redistribuição da produção para outros polos.

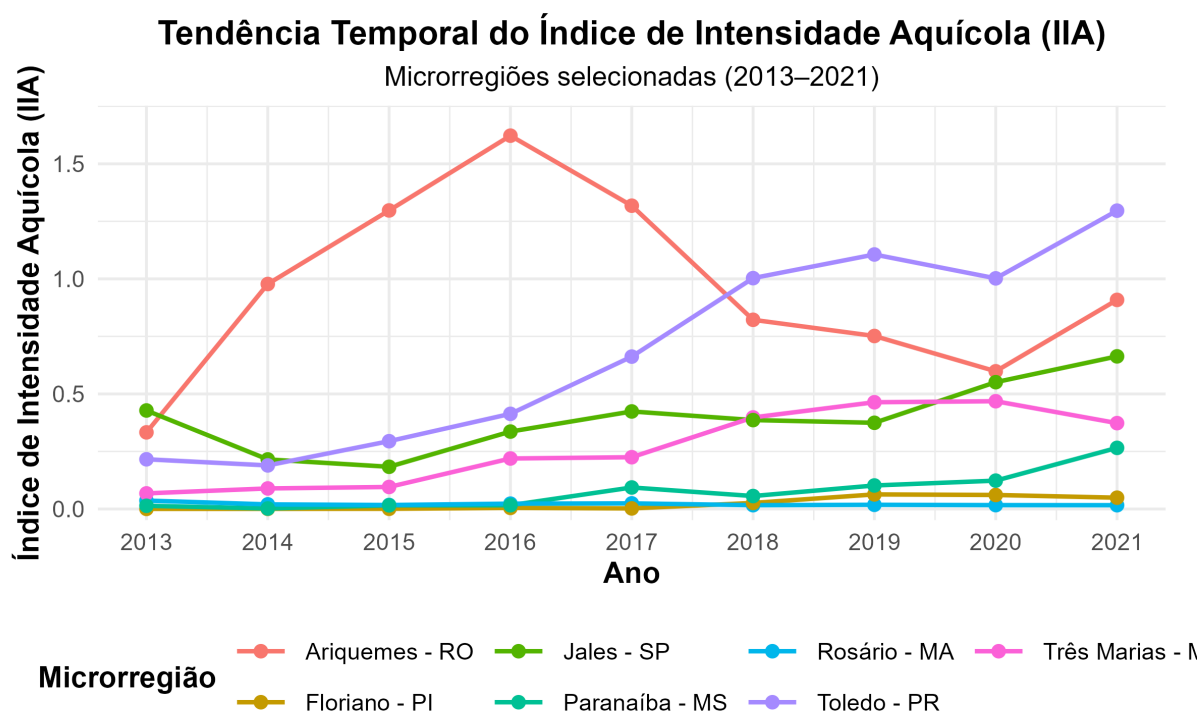


Figura 10 – Tendência temporal do Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões selecionadas, exceto Itaparica – 2013–2021.

Entre as demais microrregiões, Jales (SP) destaca-se por manter, ao longo de todo o período, AII superior ao da maior parte das regiões analisadas, oscilando em torno de 0,3–0,4 e encerrando 2021 acima de 0,6. A trajetória é claramente crescente após 2015, mas sem saltos abruptos, evidenciando um processo de consolidação gradual da piscicultura como componente relevante da agropecuária regional. Três Marias (MG) exibe perfil semelhante, porém em patamar ligeiramente inferior: o AII evolui de valores próximos de 0,1–0,2 para cerca de 0,4–0,5, configurando um caso de especialização relevante, porém não extrema. Já Paranaíba (MS) surge como fronteira emergente: o índice é praticamente nulo no início da série, mas cresce quase monotonicamente, atingindo cerca de 0,25 em 2021. Esse comportamento indica que a piscicultura, inicialmente marginal, passa a ganhar peso relativo na estrutura agropecuária local. Por outro lado, Rosário (MA) e Floriano (PI) mantêm AII persistentemente baixo, com valores próximos de zero ao longo de todo o período, o que sinaliza inserção residual da atividade, sem configuração de sistema local consolidado.

O segundo gráfico incorpora Itaparica (PE) e amplia a escala vertical até cerca de 3,4, evidenciando o papel dessa microrregião como outlier de alta intensidade. A curva de Itaparica cresce de aproximadamente 0,4 em 2013 para mais de 2,5 em 2017, atingindo valores próximos de 3,4 em 2021, com apenas uma leve inflexão em 2018. Do ponto de vista estatístico, isso a coloca na cauda extrema direita da distribuição do AII: a piscicultura concentra parcela muito

expressiva do valor agropecuário local, com quociente locacional elevado e participação relativa crescente no total nacional. A simples inclusão de Itaparica no gráfico comprime visualmente a variação das demais microrregiões na faixa 0–1,3, deixando claro que Toledo, Ariquemes e Jales, embora intensivos, operam em um “segundo degrau” de intensidade quando comparados a esse núcleo do Submédio São Francisco. Essa assimetria é coerente com os resultados prévios de Gini, Theil e Atkinson, que indicam forte desigualdade e cauda pesada na distribuição do AII: poucas microrregiões concentram níveis de intensidade muito superiores à média nacional.

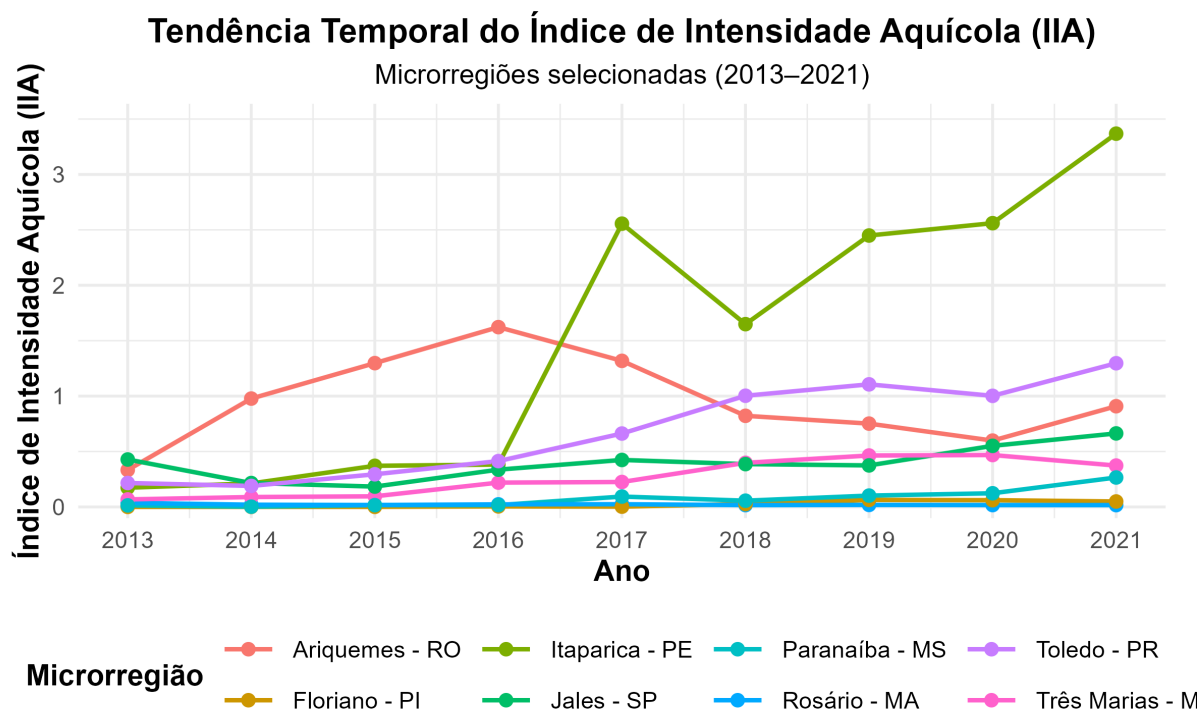


Figura 11 – Tendência temporal do Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões selecionadas, incluindo Itaparica – 2013–2021.

Por fim, o terceiro gráfico isola Jales (SP) e Paranaíba (MS), permitindo examinar com maior detalhe a dinâmica relativa entre um polo já consolidado e uma região emergente. Jales inicia o período com AII em torno de 0,4, sofre redução em 2014–2015 (aproximadamente 0,18–0,22) e, a partir de 2016, retoma trajetória de crescimento sustentado, alcançando cerca de 0,67 em 2021. Essa combinação de fase de ajuste seguida de crescimento consistente sugere um processo de reorganização produtiva que culmina em maior especialização e intensidade. Paranaíba, por sua vez, parte de valores praticamente nulos e apresenta incremento progressivo a partir de 2015, alcançando aproximadamente 0,27 ao final do período. Embora ainda abaixo de Jales em nível, a taxa de crescimento relativa é elevada, indicando convergência parcial na intensidade aquícola. Em termos de estrutura espacial, essa comparação mostra que novas áreas – especialmente no Centro-Oeste – passam a integrar o grupo de microrregiões com AII positivo e crescente, contribuindo para a expansão da cauda direita da distribuição, ainda que sem eliminar a concentração em polos tradicionais do Sul e Sudeste.

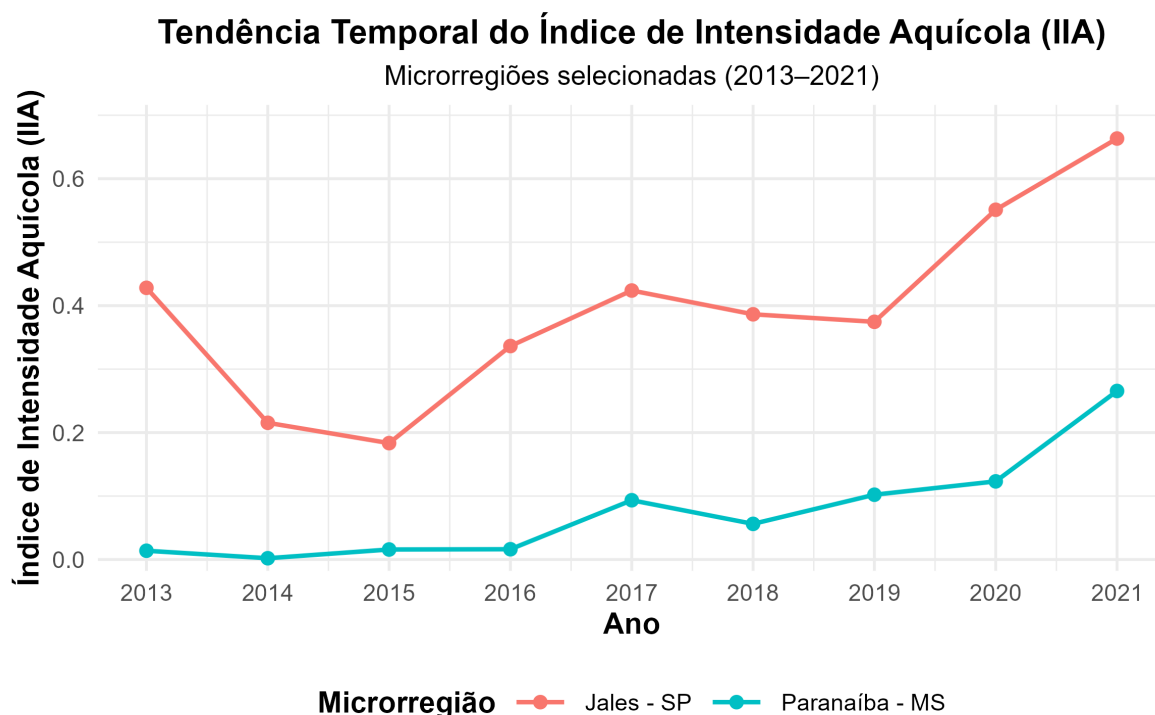


Figura 12 – Tendência temporal do Índice de Intensidade Aquícola (AII) para Jales (SP) e Paranaíba (MS) – 2013–2021.

Em conjunto, os três gráficos reforçam três conclusões centrais: primeiro, a intensidade aquícola é altamente desigual entre microrregiões, com poucos casos, **em especial Itaparica**, concentrando valores extremos de AII; segundo, mesmo entre os principais polos, há diversidade de trajetórias, incluindo processos de consolidação gradual (Toledo, Jales), ciclos de expansão e ajuste (Ariquemes) e emergências recentes (Paranaíba); terceiro, essas dinâmicas são consistentes com o quadro de elevada desigualdade e concentração territorial identificado pelos índices globais de desigualdade e pelos indicadores locais, fortalecendo a interpretação de que a piscicultura brasileira se organiza em torno de um conjunto restrito de sistemas locais de produção altamente intensivos, cercados por uma ampla periferia de baixa intensidade.

6.8 CLASSIFICAÇÃO DAS MICRORREGIÕES SEGUNDO ESPECIALIZAÇÃO E ESCALA PRODUTIVA

A combinação entre o quociente locacional (LQ) e o índice de participação relativa (RPI) permite construir uma tipologia produtiva das microrregiões, distinguindo não apenas onde a piscicultura é mais importante em termos relativos, mas também em que medida essa importância se traduz em participação relevante no total nacional. Para isso, adotou-se como régua de classificação os pontos de corte $LQ = 2$ (limite mínimo para caracterizar especialização setorial) e $RPI = 2\%$ (participação mínima no valor da piscicultura nacional).

Formalmente, cada microrregião foi alocada em uma das seguintes categorias:

Tabela 22 – Tipologias produtivas com base no Quociente Locacional (LQ) e no Índice de Participação Relativa (RPI)

Tipologia	LQ	RPI	Interpretação
Alta especialização e escala	$LQ \geq 2$	$RPI \geq 0,02$	Polos produtivos consolidados
Alta especialização, baixa escala	$LQ \geq 2$	$RPI < 0,02$	Vocacionadas, mas com baixo peso nacional
Baixa especialização, alta escala	$LQ < 2$	$RPI \geq 0,02$	Grandes produtores generalistas
Baixa especialização e escala	$LQ < 2$	$RPI < 0,02$	Regiões marginais ou emergentes

No recorte analisado, apenas três tipologias aparecem empiricamente: não há nenhuma microrregião com “baixa especialização, alta escala”. Em outras palavras, no conjunto de dados não existe caso em que a piscicultura responda por pelo menos 2% do valor nacional sem que o LQ seja, ao mesmo tempo, claramente superior à unidade. Toda operação em “grande escala” é também fortemente especializada.

Tabela 23 – Resumo das tipologias produtivas da piscicultura segundo quociente locacional (LQ) e índice de participação relativa (RPI) – microrregiões brasileiras, 2021.

Tipologia produtiva	<i>N</i>	$\overline{LQ}$	$\overline{RPI}$	$\overline{RPI} (\%)$
Alta especialização e escala	8	22,80	0,0424	4,24
Alta especialização, baixa escala	68	6,02	0,00501	0,50
Baixa especialização e escala	436	0,449	0,000733	0,07

A Tabela de frequências mostra que:

- 8 microrregiões (aproximadamente 1,6% do total de 512) pertencem ao grupo de alta especialização e escala;
- 8 microrregiões (cerca de 13,3%) são classificadas como de alta especialização, baixa escala;
- 436 microrregiões (aproximadamente 85,1%) encontram-se na categoria de baixa especialização e escala.

Os valores médios de LQ e RPI em cada grupo reforçam o caráter hierárquico dessa tipologia. Nas microrregiões de alta especialização e escala, o LQ médio é 22,8 e o RPI médio é 4,24%. Isso significa que, em média, a piscicultura é mais de vinte vezes mais importante nessas economias locais do que na agropecuária brasileira como um todo e, ao mesmo tempo, cada uma dessas microrregiões responde, isoladamente, por alguns pontos percentuais do valor total da piscicultura nacional. Trata-se de verdadeiros polos de produção aquícola, compatíveis com a ideia de sistemas locais de produção.

No grupo de alta especialização, porém de baixa escala, o LQ médio ainda é elevado (6,02), indicando forte inserção relativa da piscicultura nas estruturas agropecuárias regionais, mas o RPI médio cai para 0,5%. Em termos de participação nacional, são microrregiões com

importância individual modesta, ainda que a piscicultura seja bastante concentrada localmente. Em conjunto, esses casos configuram uma base territorial difusa de especialização, com potencial de crescimento, mas ainda sem massa crítica suficiente para influenciar de forma decisiva o panorama nacional.

Por fim, na categoria de baixa especialização e escala, que agrega a ampla maioria das microrregiões, o LQ médio é de apenas 0,45 e o RPI médio de 0,073%. Esses valores refletem uma condição em que a piscicultura é marginal tanto na composição da agropecuária local quanto na escala nacional. Do ponto de vista estatístico, esse grupo funciona como “massa de comparação” para os polos especializados: ele revela que a atividade se encontra, na maior parte do território, em estágios incipientes ou como complemento secundário de outras atividades agropecuárias.

Os gráficos de dispersão entre LQ e RPI aprofundam essa leitura. No plano em escala original Figura 13, observa-se um aglomerado denso de pontos próximos da origem, **correspondendo às microrregiões de baixa especialização e escala**, e um conjunto mais rarefeito de observações dispersas ao longo do eixo horizontal (LQ elevado) e, em menor número, também ao longo do eixo vertical (RPI acima de 2%). As microrregiões classificadas como “alta especialização e escala” situam-se no quadrante superior direito, caracterizando simultaneamente especialização setorial e participação nacional elevada.

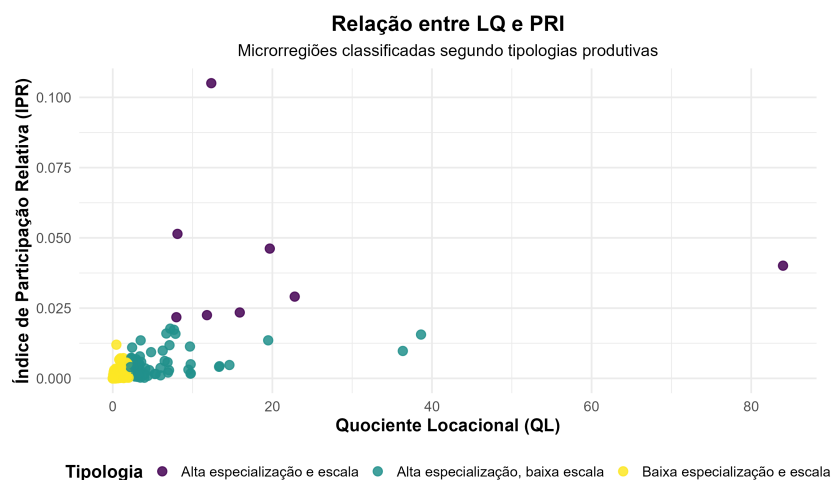


Figura 13 – Relação entre quociente locacional (LQ) e índice de participação relativa (RPI) com classificação das microrregiões em tipologias produtivas. Brasil, piscicultura em 2021.

A representação log-log Figura 14 torna mais nítida a estrutura funcional da relação entre LQ e RPI. A transformação logarítmica reduz o impacto dos outliers e comprime a cauda longa de LQ e RPI, revelando um padrão aproximadamente linear em escala logarítmica. Isso é consistente com uma relação de tipo potência entre as duas variáveis: incrementos proporcionais no LQ tendem a associar-se a incrementos proporcionais no RPI, ainda que com considerável dispersão. Do ponto de vista estatístico, essa configuração sugere que a especialização locacional

é um determinante importante da escala nacional da piscicultura, mas não o único: para um mesmo nível de LQ, observam-se RPI distintos, o que indica o papel de fatores adicionais, como dotação de recursos, infraestrutura, organização produtiva e inserção em cadeias de suprimento.

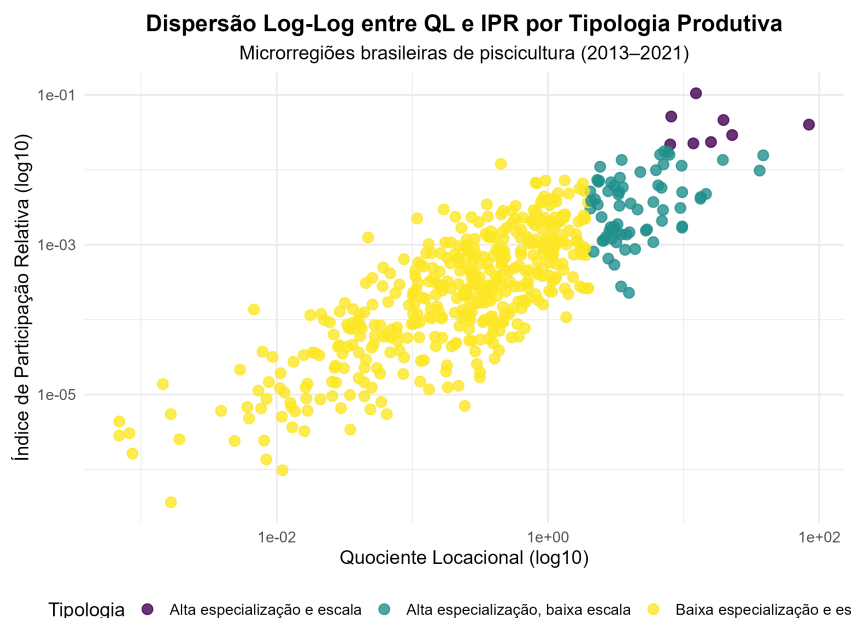


Figura 14 – Dispersão log–log entre quociente locacional (LQ) e índice de participação relativa (RPI) por tipologia produtiva. Brasil, piscicultura em 2013–2021.

A distribuição dos pontos por tipologia, nesses gráficos, reforça a interpretação dos resumos numéricos. As microrregiões de alta especialização e escala concentram-se na parte superior da nuvem e são poucas, mas claramente separadas das demais. As microrregiões de alta especialização, porém baixa escala, formam um “corredor intermediário”: apresentam LQ elevado, mas distribuem-se em uma faixa inferior de RPI, evidenciando que a concentração relativa da piscicultura nem sempre se traduz, de imediato, em grande volume absoluto. Já a imensa maioria, com baixa especialização e escala, permanece confinada na região de LQ e RPI muito reduzidos, sustentando o diagnóstico de elevada concentração territorial da piscicultura em poucos polos especializados.

Em termos dos objetivos do trabalho, essa classificação bivariada cumpre dois papéis centrais. Primeiro, ela operacionaliza, de forma estatisticamente consistente, a distinção entre microrregiões que apenas “participam” da piscicultura e aquelas em que a atividade se configura como eixo estruturante da agropecuária local. Segundo, ela oferece uma base clara para a análise espacial subsequente: os polos de alta especialização e escala são candidatos naturais à identificação de clusters espaciais de alta intensidade aquícola, enquanto as microrregiões de alta especialização e baixa escala podem ser interpretadas como “núcleos emergentes” ou “periferias especializadas” em torno desses sistemas locais consolidados.

6.9 AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL GLOBAL (MORAN'S I)

A avaliação da dependência espacial entre as microrregiões brasileiras de piscicultura em 2021 foi realizada por meio do índice de Moran global (Moran's I), sob a hipótese nula de aleatoriedade espacial (spatial randomness) e alternativa de autocorrelação positiva ou negativa. Em todos os casos, a vizinhança espacial foi definida por contiguidade do tipo queen, com distância euclidiana e padronização das linhas da matriz de pesos (row standardization), considerando apenas as 539 microrregiões com valores observados para as variáveis analisadas.

A 24 sintetiza os resultados para cinco indicadores: valor da produção aquícola, Índice de Participação Relativa (RPI), Quociente Locacional (LQ), Índice de Intensidade Aquícola (AII) e preço médio (R\$/kg). Em todos os casos, o valor esperado do Moran's I sob a hipótese de aleatoriedade espacial é próximo de zero e negativo ($-0,0019$), refletindo apenas o efeito de amostragem finita. Assim, valores observados significativamente superiores a esse valor esperado indicam dependência espacial positiva, isto é, agrupamento de microrregiões com valores semelhantes (altos com altos ou baixos com baixos).

Tabela 24 – Resultados do Moran's I global para variáveis da piscicultura (microrregiões brasileiras, 2021).

Variável	Moran's I	Esperado	Variância	z-score	p-valor
Valor da produção aquícola (R\$)	0,173255	-0,001859	0,000537	7,5553	< 0,0001
Índice de Participação Relativa	0,173255	-0,001859	0,000537	7,5553	< 0,0001
Quociente Locacional (LQ)	0,236359	-0,001859	0,000509	10,5600	< 0,0001
Índice de Intensidade Aquícola	0,087065	-0,001859	0,000318	4,9905	0,0000 ²
Preço médio (R\$/kg)	-0,024686	-0,001859	0,000505	-1,0159	0,3097

Os resultados mostram que o valor da produção aquícola apresenta Moran's I igual a 0,1733, com z-score de 7,56 e p-valor inferior a 0,0001, evidenciando forte autocorrelação espacial positiva. Em termos substantivos, microrregiões com alto valor de produção tendem a se localizar próximas a outras microrregiões também com produção elevada, formando aglomerados produtivos (clusters) espacialmente contíguos, enquanto áreas de baixa produção se agrupam em regiões menos dinâmicas. O RPI apresenta exatamente o mesmo padrão numérico do valor da produção (Moran's I = 0,1733; z-score = 7,56; $p < 0,0001$), o que é consistente com a própria construção do índice como participação relativa da produção regional no total nacional. Ambos os resultados indicam que a escala econômica da piscicultura, medida em valor produzido, não está distribuída de forma aleatória no território, mas se concentra em corredores e polos regionais.

O Quociente Locacional, que captura a especialização produtiva relativa de cada microrregião, apresenta o maior grau de autocorrelação espacial dentre as variáveis analisadas, com Moran's I de 0,2364, z-score de 10,56 e p-valor também inferior a 0,0001. Esse resultado reforça a existência de clusters de especialização aquícola: microrregiões com elevada vocação

² Valor de $p \approx 0,000001$, conforme saída do ArcMap.

relativa tendem a estar contíguas a outras microrregiões igualmente especializadas, sugerindo que a piscicultura se organiza em “complexos territoriais” ou distritos produtivos, e não em pontos isolados. Em termos de implicações para o estudo da concentração, isso significa que a desigualdade medida por LQ não é apenas inter-regional, mas espacialmente estruturada, o que corrobora a interpretação de concentração geográfica do setor.

O Índice de Intensidade Aquícola (AII) também apresenta autocorrelação espacial positiva, embora de menor magnitude: Moran's I de 0,0871, z-score de 4,99 e p-valor de 0,000001. Apesar do valor relativamente mais baixo, o resultado é estatisticamente significativo ao nível de 1%, indicando que a intensidade produtiva (produção em relação à base de recursos da microrregião) tende a se agrupar espacialmente. Assim, microrregiões com sistemas mais intensivos não estão dispersas de forma aleatória, mas se organizam em subconjuntos territoriais que possivelmente compartilham infraestrutura, insumos, conhecimento técnico e condições ambientais similares. Esse padrão é coerente com a interpretação anterior dos indicadores de concentração e especialização, e sugere que o processo de intensificação é, em alguma medida, um fenômeno regional.

Por fim, o preço médio (AP) apresenta Moran's I levemente negativo ($-0,0247$), com z-score igual a $-1,02$ e p-valor de 0,31, não indicando evidência estatisticamente significativa de autocorrelação espacial. Em outras palavras, a estrutura de preços da piscicultura não exhibe um padrão espacialmente correlacionado ao nível nacional, o que pode refletir a combinação de fatores de mercado mais difusos (custos específicos de produção, logística, acesso a mercados diferenciados) e eventual atuação de cadeias de comercialização que não se organizam estritamente por proximidade geográfica. Do ponto de vista metodológico, esse resultado é importante porque sugere que a dimensão espacial é central para entender a distribuição da produção, especialização e intensidade, mas menos determinante para os preços médios observados.

Em conjunto, os resultados do Moran's I indicam que a piscicultura brasileira em 2021 é fortemente estruturada em termos espaciais para as variáveis de volume, participação relativa, especialização e intensidade, ao passo que o componente de preço não apresenta o mesmo padrão. Isso reforça a pertinência de modelos espaciais nas etapas subsequentes da análise, sobretudo para explicar a distribuição regional da produção e da intensidade aquícola, evitando violação de independência entre observações e incorporando explicitamente a dependência espacial identificada.

6.9.1 Relatórios de Autocorrelação Espacial

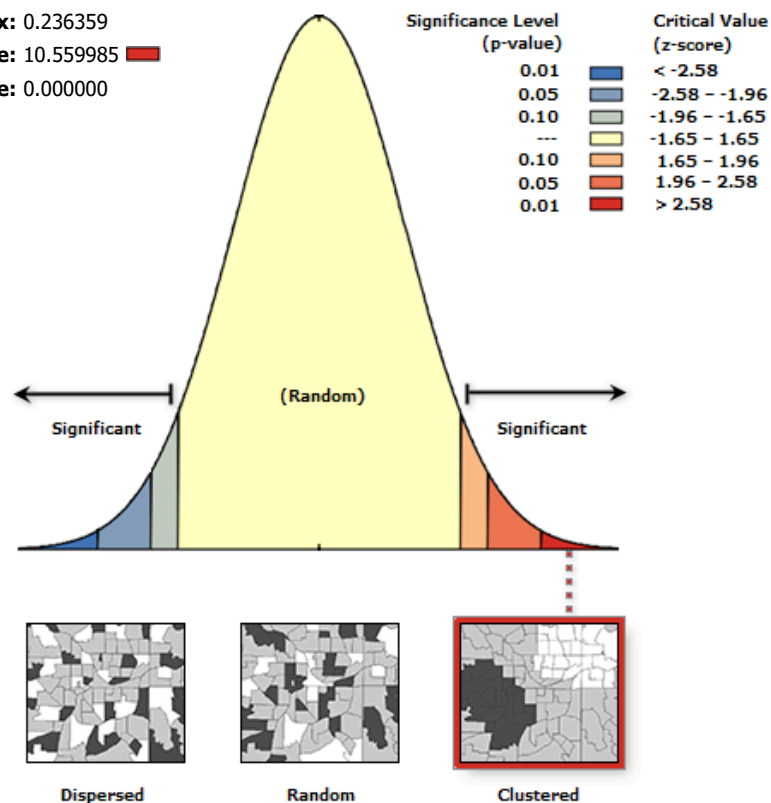
Para fins de ilustração do procedimento, a Figura abaixo apresenta a saída do ArcMap para o Moran's I global do Quociente Locacional (LQ) das microrregiões brasileiras em 2021. O painel exhibe o valor estimado do índice, o valor esperado sob a hipótese nula, a variância, o *z-score*, o *p-value* e o diagrama de dispersão de Moran, que confirma a presença de autocorrelação espacial positiva. Resultados análogos foram obtidos para o valor da produção aquícola, o RPI, o AII e o preço médio, cujos relatórios completos do ArcMap são apresentados em apêndice.

Spatial Autocorrelation Report

Moran's Index: 0.236359

z-score: 10.559985

p-value: 0.000000



Given the z-score of 10.5599851718, there is a less than 1% likelihood that this clustered pattern could be the result of random chance.

Global Moran's I Summary

Moran's Index:	0.236359
Expected Index:	-0.001859
Variance:	0.000509
z-score:	10.559985
p-value:	0.000000

Dataset Information

Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.LQ
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

6.10 ÍNDICE GENERAL G DE GETIS–ORD

O índice General G de Getis–Ord avalia a presença de aglomeração espacial de valores altos (ou baixos) de uma variável, a partir da soma ponderada dos produtos entre valores observados e pesos de vizinhança. Valores de G superiores ao valor esperado sob a hipótese de aleatoriedade espacial, acompanhados de z -scores positivos e estatisticamente significativos, indicam *hotspots* globais de altos valores; já valores observados inferiores ao esperado, com z -scores negativos significativos, sugerem predominância de *coldspots*, isto é, aglomerações de baixos valores. Em ambos os casos, trata-se de uma medida global, que resume a estrutura de associação entre valores altos/baixos no território, a partir da matriz de vizinhança (no caso, contiguidade rainha com padronização em linhas).

Tabela 25 – Resultados do índice General G de Getis–Ord para variáveis da piscicultura (microrregiões brasileiras, 2021).

Variável	General G	Esperado	Variância	z-score	p-valor
Preço médio (R\$/kg)	0,001712	0,001859	0,000000	-1,0500	0,2937
Valor da produção aquícola (R\$)	0,005888	0,001859	0,000000	7,6116	< 0,0001
Índice de Participação Relativa	0,005888	0,001859	0,000000	7,6116	< 0,0001
Quociente Locacional (LQ)	0,006987	0,001859	0,000000	10,5070	< 0,0001
Índice de Intensidade Aquícola	0,015731	0,001859	0,000008	4,9913	< 0,0001

A Tabela 25 resume os resultados do General G para cinco variáveis centrais da piscicultura em 2021: preço médio implícito por quilograma, valor da produção, índice de participação relativa (RPI), quociente locacional (LQ) e índice de intensidade aquícola (AII). Observa-se, em primeiro lugar, que o preço médio não apresenta evidência estatisticamente significativa de aglomeração espacial de altos ou baixos valores: o General G observado (0,001712) é ligeiramente inferior ao valor esperado sob a hipótese nula (0,001859), resultando em um z -score negativo de pequena magnitude (-1,05) e p -valor de 0,2937. Em termos práticos, isso indica que, no plano global, não há um padrão robusto de “corredores” espaciais de preços sistematicamente elevados ou deprimidos; eventuais diferenças regionais de preços aparentes nas estatísticas descritivas não se traduzem em um padrão de *hotspots* ou *coldspots* suficientemente forte para se afastar da hipótese de aleatoriedade espacial.

O Quociente Locacional apresenta o maior z -score entre todas as variáveis analisadas (10,5), com General G observado de 0,006987, também bem acima do valor esperado. Isso indica que a **especialização relativa da piscicultura em relação à agropecuária** não apenas é elevada em algumas microrregiões, como tende a se organizar espacialmente em blocos de microrregiões contíguas com LQ elevado. Em outras palavras, as áreas “vocacionadas” para a piscicultura, no sentido de apresentarem participação setorial acima do padrão agropecuário regional, formam sistemas espaciais coerentes — não são apenas pontos isolados no território. Esse resultado é particularmente importante, porque conecta diretamente a análise estatística com a hipótese de

existência de sistemas locais de produção aquícola: a especialização da piscicultura aparece como um fenômeno espacialmente estruturado, e não meramente pontual.

O índice de intensidade aquícola (AII), que combina informação de participação relativa e especialização (via LQ), também apresenta General G positivo e estatisticamente significativo (0,015731, com *z-score* de 4,99 e *p-valor* inferior a 1%). Embora a magnitude do *z-score* seja menor que a observada para o LQ, o resultado indica que **microrregiões com alta intensidade aquícola tendem a se localizar próximas entre si**, configurando núcleos espaciais em que a piscicultura ocupa papel particularmente destacado dentro da agropecuária local. A diferença em relação ao LQ sugere que, quando a especialização é ponderada pela participação relativa, a estrutura de aglomeração se torna um pouco menos pronunciada: alguns núcleos altamente especializados podem não ter escala suficiente para se converterem em áreas de intensidade máxima, ao passo que outras microrregiões combinam especialização moderada com escala relevante.

Em conjunto, os resultados do General G indicam que a dimensão espacial da piscicultura brasileira em 2021 é mais marcada pela aglomeração de **especialização e valor econômico** do que por diferenças sistemáticas de preços médios. Especialização (LQ) e intensidade (AII) revelam padrões de *hotspots* globais, consistentes com a existência de corredores ou blocos territoriais de alta vocação aquícola; valor da produção e RPI reforçam esse quadro ao mostrar que, dentro desses blocos, há também concentração de renda gerada. Já a ausência de significância global para o preço médio por quilograma sugere que, embora existam nichos com preços mais elevados ou deprimidos, esses padrões não se organizam, em escala nacional, em corredores espaciais robustos de *high-high* ou *low-low*. Em outras palavras, a estrutura espacial da piscicultura parece ser mais fortemente determinada por onde a atividade é especializada e gera valor, do que por uma geografia claramente definida de diferenciais de preços.

É importante salientar que esses resultados dependem da especificação da matriz de vizinhança (contiguidade do tipo *queen* com padronização em linhas) e da natureza global do teste. Mudanças na definição de vizinhança (por exemplo, limiares de distância) podem alterar o valor do estatístico, e padrões locais de *hotspots* e *coldspots* podem coexistir de forma a se compensar no índice global. Além disso, dado o forte grau de assimetria e cauda pesada das distribuições analisadas, a interpretação deve considerar que microrregiões extremas exercem influência desproporcional sobre o valor de G . Essas limitações justificam, nos passos seguintes da monografia, a aplicação de estatísticas locais (como o G_i^* e os LISA) para detalhar a configuração intra-regional dos clusters identificados globalmente e conectá-los de modo mais direto à tipologia produtiva e aos sistemas locais de produção aquícola discutidos anteriormente.

6.11 PADRÕES ESPACIAIS DE INTENSIDADE, ESPECIALIZAÇÃO E ESCALA NA AQUICULTURA BRASILEIRA

A aplicação do indicador LISA (Local Moran's I) às microrregiões com produção aquícola positiva em 2021 permite decompor o Moran global em contribuições locais e identificar explicitamente onde se concentram os aglomerados de valores altos e baixos. Em todos os casos, utilizou-se a mesma matriz de vizinhança (contiguidade tipo queen, padronização em linha), os mesmos limiares de significância e os mesmos 539 polígonos com valores observados, garantindo comparabilidade direta entre as variáveis.

Do ponto de vista estatístico, o LISA testa, para cada microrregião i , a hipótese nula de ausência de associação espacial entre o valor local x_i e a média de seus vizinhos x_j . A estatística local é comparada a uma distribuição de referência (tipicamente obtida por permutações aleatórias condicionadas à estrutura de vizinhança). Microrregiões classificadas como High–High (alto-alto) ou Low–Low (baixo-baixo) são aquelas em que valores extremos (altos ou baixos) se encontram cercados por vizinhos com valores semelhantes e cuja associação é estatisticamente diferente do padrão aleatório ao nível de significância adotado. Os padrões High–Low e Low–High indicam outliers espaciais: valores altos cercados por baixos, ou vice-versa. A categoria “Not Significant” agrupa casos em que o valor local não se distingue do acaso, dadas as suposições do modelo.

É importante salientar que, como se trata de um conjunto de 539 testes simultâneos, a probabilidade de erros do tipo I é inflada (problema de múltiplas comparações). Os mapas LISA devem, portanto, ser interpretados como um instrumento exploratório de identificação de padrões locais, e não como um teste confirmatório isolado. A consistência entre os padrões locais e os resultados dos índices globais (Moran's I e Getis-Ord General G), bem como a estabilidade dos aglomerados entre variáveis diferentes, funciona aqui como um critério adicional de robustez.

6.11.1 LISA do Índice de Intensidade Aquícola (AII)

O mapa LISA para o AII (Figura LISA–AII) revela um número reduzido de aglomerados High–High (9 microrregiões), concentrados principalmente em três frentes: (i) o eixo oeste envolvendo Mato Grosso e Rondônia, (ii) um núcleo no Sul (Paraná/Santa Catarina) e (iii) focos pontuais no Nordeste. Esses polígonos combinam intensidade aquícola elevada com vizinhança também intensiva, sugerindo estruturas regionais relativamente consolidadas do ponto de vista da intensidade (produção aquícola desproporcionalmente alta em relação à base agropecuária regional).

Em contraste, observa-se um conjunto expressivo de 87 microrregiões Low–Low, sobretudo ao longo da faixa sul e parte do Sudeste, indicando regiões em que a piscicultura é sistematicamente pouco intensiva em toda a vizinhança. A presença de 17 casos Low–High (baixa intensidade cercada por vizinhos intensivos) reforça a existência de descontinuidades locais, que podem refletir barreiras institucionais ou limitações de infraestrutura dentro de contextos regionais favoráveis.

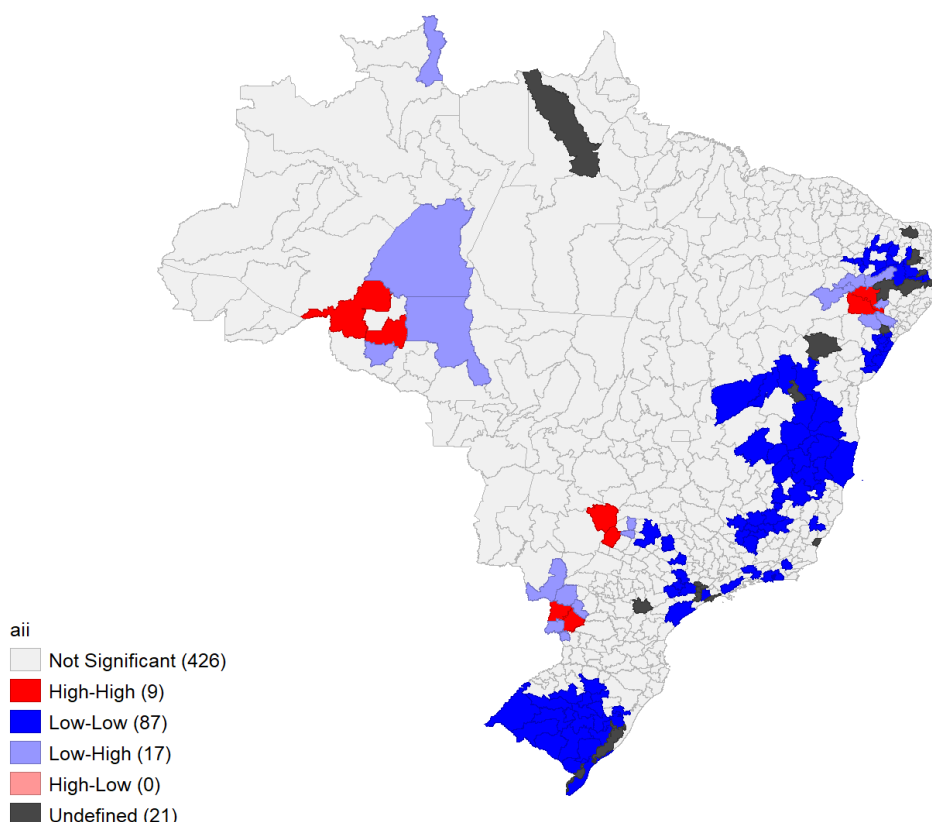


Figura 15 – Mapeamento LISA do Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões brasileiras, 2021.

Do ponto de vista dos objetivos do trabalho, esses resultados corroboram a elevada desigualdade captada pelos índices globais (Gini, Theil, Atkinson) e mostram que a intensidade aquícola não se distribui de forma difusa no território, mas se organiza em poucos bolsões regionais, cercados por extensas áreas de baixa intensidade.

6.11.2 LISA do Quociente Locacional (LQ)

O mapa do LQ (Figura LISA–LQ) apresenta padrão distinto, mais claramente polarizado. São 21 microrregiões High–High, com destaque para um amplo contínuo de alta especialização no Norte (especialmente Amazonas, Roraima e áreas adjacentes), além de focos em Rondônia/Mato Grosso, Nordeste e partes do Centro-Sul. Nesses casos, a piscicultura responde por parcela muito superior da estrutura agropecuária local em comparação com a média nacional, e essa especialização é compartilhada com a vizinhança.

O número de microrregiões Low–Low (74) é novamente elevado e se concentra principalmente no Sul e parte do Sudeste, onde a piscicultura mantém papel marginal na matriz produtiva agropecuária. A presença de poucos High–Low e Low–High (apenas um High–Low e 13 Low–High) indica que, para o LQ, o padrão predominante é de aglomerados relativamente homogêneos, mais do que de outliers isolados.

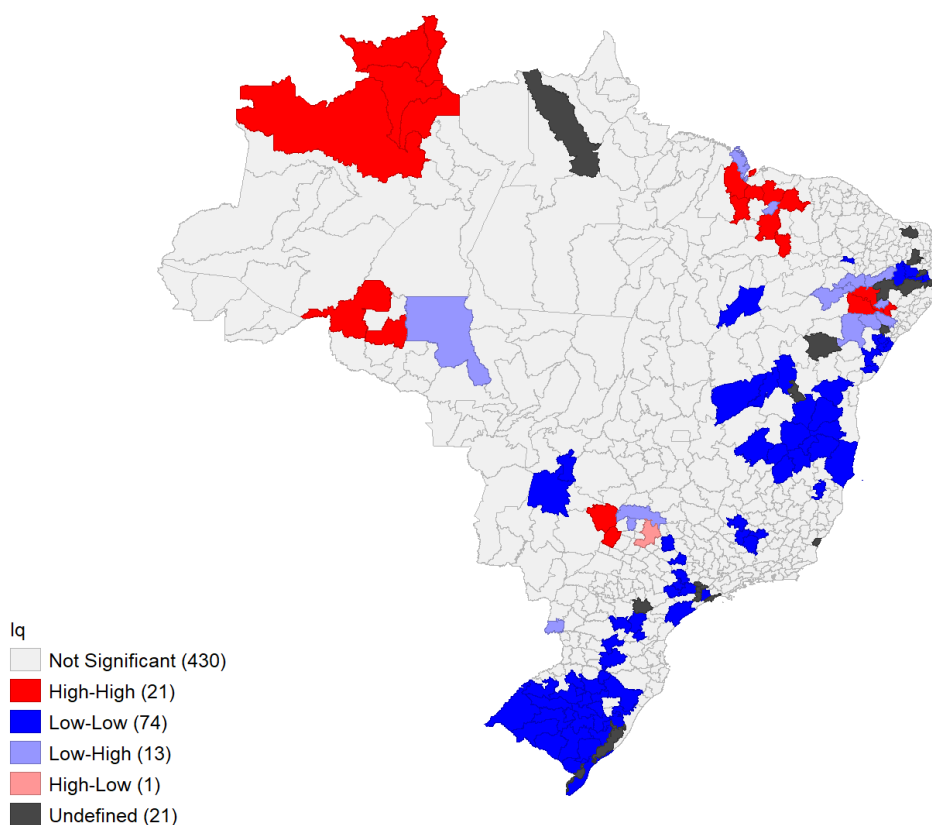


Figura 16 – Mapeamento LISA do Quociente Locacional (LQ) nas microrregiões brasileiras, 2021.

Ao relacionar esses achados com a tipologia produtiva construída a partir de LQ e RPI, fica claro que os polos de “alta especialização e escala” identificados por meio da análise classificatória tendem a coincidir com aglomerados High–High de LQ, reforçando a interpretação desses núcleos como candidatas naturais a arranjos produtivos locais (APLs) ou sistemas locais de produção (SLP). Entretanto, do ponto de vista estatístico, cumpre lembrar que o LQ é uma medida relativa de especialização, e não um indicador direto de volume produzido; por isso, aglomerados de LQ elevado podem corresponder tanto a grandes polos quanto a regiões com produção absoluta modesta, mas fortemente concentrada na piscicultura.

6.11.3 LISA do Índice de Participação Relativa (RPI)

O RPI, que mede a participação de cada microrregião na produção aquícola nacional, apresenta mapa LISA (Figura LISA–RPI) fortemente alinhado ao padrão observado para o valor da produção, o que é esperado dada a alta correlação entre produção em kg, valor e participação relativa. São 17 microrregiões High–High, localizadas sobretudo no arco oeste (Rondônia, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso) e em porções do Sul/Sudeste, compondo verdadeiros “bolsões de escala”, onde a contribuição conjunta da microrregião e de seus vizinhos para o total nacional é desproporcionalmente alta.

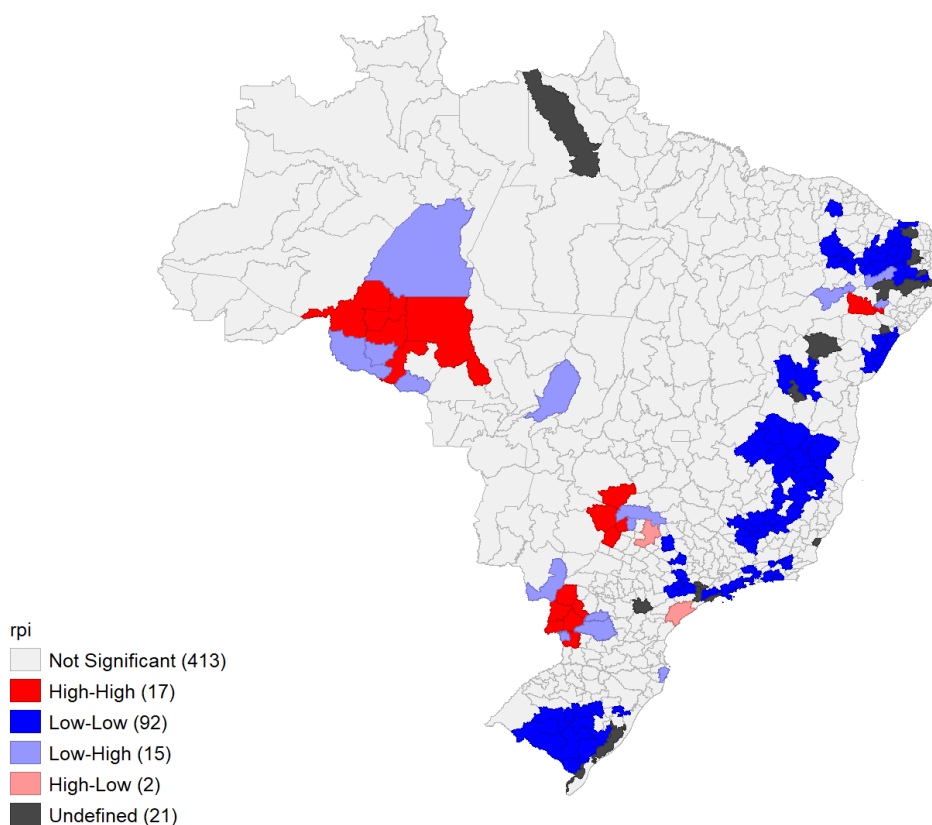


Figura 17 – Mapeamento LISA do Índice de Participação Relativa (RPI) nas microrregiões brasileiras, 2021.

O número de microrregiões Low–Low é ainda maior (92), reforçando a concentração da produção nacional em poucos polos. Os padrões Low–High (15) e High–Low (2) evidenciam microrregiões que, embora estejam inseridas em contextos regionais fortes ou fracos, se desviam do padrão local, funcionando como possíveis “ilhas” de desempenho acima ou abaixo do esperado. Esses outliers são particularmente relevantes do ponto de vista de políticas públicas, pois podem sinalizar, por exemplo, gargalos logísticos, limitações de infraestrutura ou, ao contrário, casos de sucesso replicáveis em vizinhanças pouco desenvolvidas.

A convergência entre os resultados do LISA para o RPI e a alta desigualdade captada pelos índices de concentração (Gini, Theil, Atkinson, Gini ponderado) sugere um quadro em que poucos polos regionais explicam parcela substancial da produção nacional, ao passo que a maior parte do território permanece em patamar residual.

6.11.4 LISA do valor da produção aquícola

O mapa LISA do valor da produção aquícola (Figura LISA–VALOR) reproduz, em linhas gerais, o padrão do RPI, o que é compatível com a forte correlação entre ambos. Os aglomerados High–High se localizam novamente no arco oeste e em segmentos do Sul/Sudeste, delineando regiões em que tanto o volume quanto o valor monetário da produção se concentram espacial-

mente. Isso reforça a leitura econômica desses polos como núcleos de alto impacto no valor agregado da piscicultura brasileira.

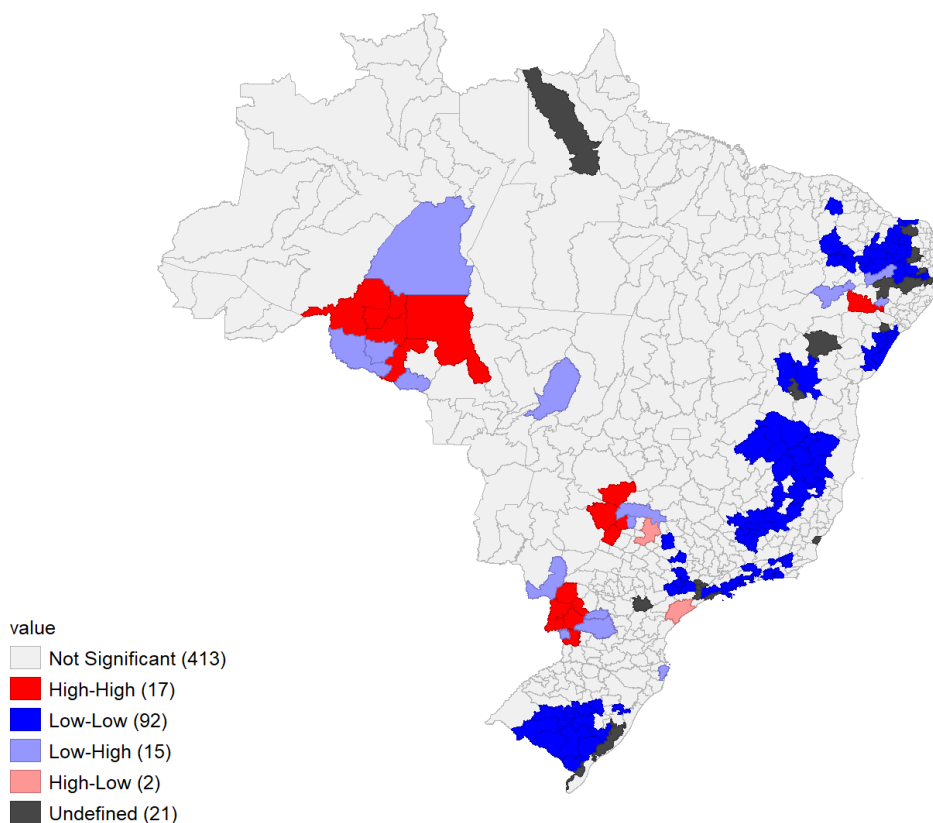


Figura 18 – Mapeamento LISA do valor da produção aquícola nas microrregiões brasileiras, 2021.

A semelhança entre os padrões de RPI e valor também sugere que, no período analisado, não há evidência de grandes bolsões regionais em que o preço médio ou a composição de espécies distorça significativamente a relação entre volume produzido e valor gerado. Em outras palavras, os principais polos em termos de fatia da produção nacional tendem a ser também os principais polos em termos de receita, o que reforça o alinhamento entre escala física e importância econômica.

6.12 CONSIDERAÇÕES ESTATÍSTICAS E IMPLICAÇÕES PARA OS OBJETIVOS DO ESTUDO

Em conjunto, os quatro mapas LISA mostram que a piscicultura brasileira em 2021 apresenta autocorrelação espacial positiva estatisticamente significativa, porém de magnitude moderada, com clara segmentação territorial entre poucas regiões de alta especialização/alta escala e vastas áreas de baixa participação. Essa estrutura é coerente com:

- os altos níveis de desigualdade captados pelos índices globais (Gini, Theil, Atkinson);

- os resultados dos testes de Moran's I e General G, que indicaram padrão de aglomeração de valores altos;
- a tipologia produtiva baseada em LQ e RPI, que identificou um subconjunto restrito de microrregiões com “alta especialização e escala”.

Do ponto de vista metodológico, os resultados devem ser interpretados à luz de algumas limitações: dependência da definição de vizinhança (a matriz queen pode capturar padrões diferentes de uma matriz por distância fixa), presença de múltiplos testes locais sem correção formal para multiplicity, restrição da análise a um único ano (2021) e possível influência de problemas clássicos de análise espacial, como o problema da unidade espacial modificável (MAUP). Apesar desses pontos, a consistência entre variáveis e métodos (índices globais e locais) confere razoável robustez às conclusões.

Em termos substantivos, os mapas LISA cumprem papel central no objetivo do trabalho de caracterizar a distribuição espacial da piscicultura brasileira: revelam explicitamente onde se concentram os polos intensivos, especializados e de grande escala, distinguindo-os de regiões emergentes ou marginais. Essa leitura espacial, ancorada em estatísticas formais de autocorrelação, fornece base empírica para a discussão posterior sobre formação (ou ausência) de sistemas e arranjos produtivos locais, bem como para o desenho de políticas públicas voltadas à desconcentração e à ampliação da base territorial da atividade.

6.13 PADRÕES DE “HOTSPOTS” SEGUNDO O GETIS-ORD G

Nesta seção é analisada a presença de *hotspots* e *coldspots* da piscicultura brasileira a partir da estatística local de Getis-Ord G_i , aplicada às 539 microrregiões com produção positiva em 2021. Em todos os casos utilizou-se a mesma estrutura de vizinhança adotada nos testes globais: matriz de contiguidade do tipo *queen*, padronizada em linhas, construída a partir da distância euclidiana entre centróides das microrregiões.

O índice G_i compara, para cada microrregião i , a soma ponderada dos valores observados em i e em seus vizinhos imediatos com a média global da variável. Valores de *z-score* positivos e estatisticamente significativos indicam concentrações locais de valores elevados (*hotspots*), ao passo que valores negativos significativos apontam concentrações de valores baixos (*coldspots*). Áreas não significativas (cinza) não diferem estatisticamente do padrão aleatório sob a hipótese nula de ausência de dependência espacial local.

Do ponto de vista estatístico, o uso do G_i pressupõe que, sob H_0 , a distribuição amostral do índice possa ser aproximada por uma normal padrão, o que é mais razoável à medida que o número de vizinhos é moderado e a distribuição dos dados, embora assimétrica, não seja dominada por poucos valores extremos. No caso da piscicultura, a presença de forte assimetria e caudas pesadas em variáveis como valor da produção e LQ torna particularmente importante o uso de procedimentos de permutação (como os implementados no *ArcMap*) para obtenção de

p-values mais robustos. Ainda assim, a interpretação dos mapas deve considerar o problema de múltiplas comparações: mesmo com nível de significância de 5%, espera-se que algumas microrregiões apareçam como “significativas” por acaso. Por isso, a leitura enfatiza padrões espaciais consistentes (conjuntos contíguos de microrregiões) em vez de pontos isolados.

6.13.1 Hotspots e coldspots do Índice de Intensidade Aquícola (AII)

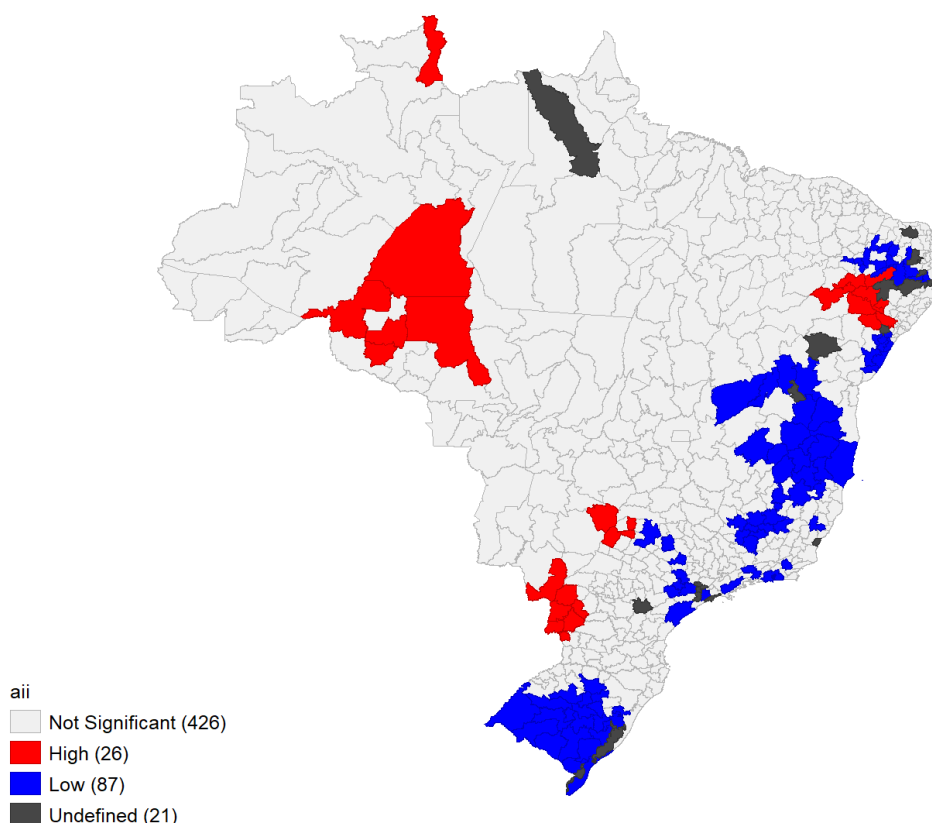


Figura 19 – Padrões locais de concentração do Índice de Intensidade Aquícola (AII) segundo a estatística Getis-Ord G_i (2021).

O mapa da Figura 19 revela um número relativamente limitado de *hotspots* (26 microrregiões em vermelho) para o AII, concentrados em três macro-áreas principais. A primeira localiza-se na transição Norte–Centro-Oeste, envolvendo microrregiões de Rondônia e Mato Grosso associadas à piscicultura intensiva em ambiente continental. A segunda se distribui no Sudeste–Centro-Sul, incluindo porções de São Paulo, Minas Gerais e Paraná, onde a piscicultura intensiva se integra a cadeias agroindustriais já consolidadas. Uma terceira mancha menor aparece em pontos do Nordeste litorâneo.

Esses *hotspots* de AII correspondem a áreas em que a intensidade da atividade aquícola é sistematicamente maior que a média nacional, não apenas em uma microrregião isolada, mas em um conjunto contíguo de áreas vizinhas. Em contraste, os *coldspots* (87 microrregiões em azul) concentram-se de forma marcante no Sul do país, sobretudo no Rio Grande do Sul

e em parte de Santa Catarina, além de um corredor de baixa intensidade ao longo de porções do Sudeste e Nordeste. Esses resultados são coerentes com os altos índices de desigualdade obtidos anteriormente (Gini, Theil e Atkinson) e sugerem que a piscicultura intensiva permanece fortemente concentrada em poucos polos regionais, deixando grandes extensões territoriais com baixa intensidade de uso aquícola.

Comparando com o LISA para o AII, observa-se que os *hotspots* G_i coincidem majoritariamente com os *clusters* Alto–Alto, enquanto os *coldspots* se sobrepõem aos *clusters* Baixo–Baixo. A diferença principal é que o G_i reduz a tipologia a dois regimes (alto e baixo), enfatizando a magnitude local relativa ao contexto nacional, ao passo que o LISA explicita também configurações “mistas” (Alto–Baixo e Baixo–Alto). No contexto da intensidade aquícola, esse caráter mais binário do G_i reforça o diagnóstico de polarização espacial: poucas áreas concentram alta intensidade, cercadas por vizinhanças também intensivas, enquanto a maior parte do território permanece em patamar baixo.

6.13.2 Hotspots e *coldspots* do Quociente Locacional (LQ)

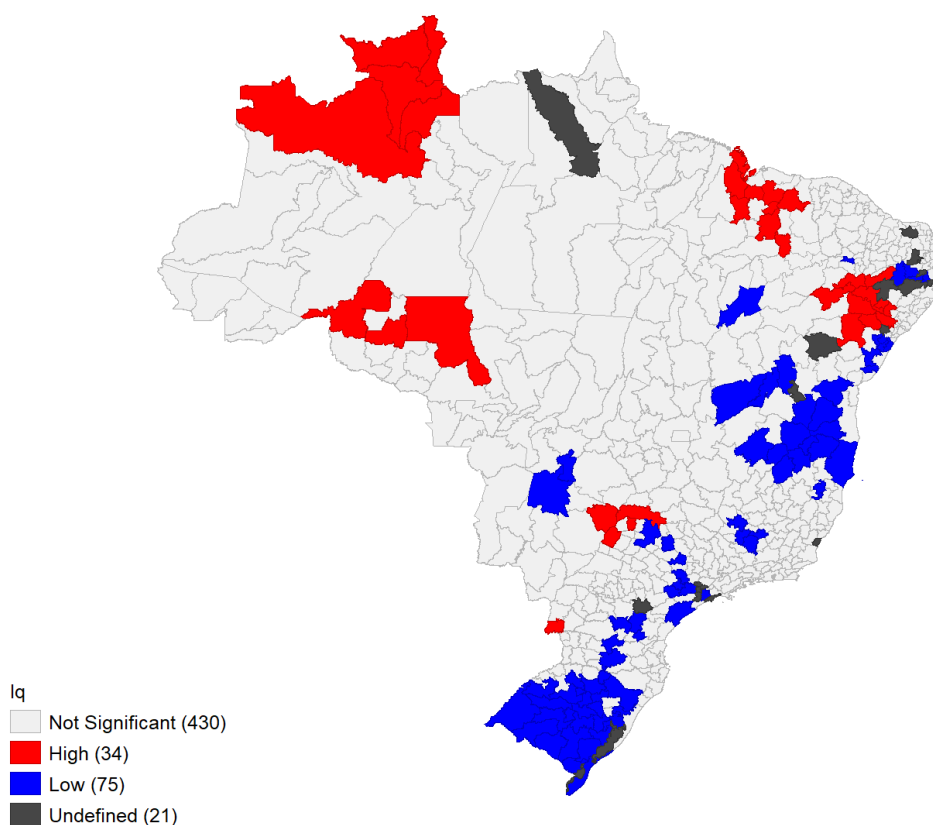


Figura 20 – Padrões locais de concentração do Quociente Locacional (LQ) segundo a estatística Getis–Ord G_i (2021).

A Figura 20 mostra o padrão do G_i para o Quociente Locacional, que mede a especialização relativa das microrregiões em piscicultura. Aqui os *hotspots* são mais numerosos (34

microrregiões) e formam manchas espaciais amplas, sobretudo na Amazônia Ocidental e em Roraima/Amapá, além de um conjunto robusto de microrregiões especializadas no Nordeste (particularmente Ceará, Rio Grande do Norte e Pernambuco) e um núcleo adicional no Centro-Oeste/Sul de Mato Grosso. Esses resultados reforçam a evidência prévia de LQ extremo em microrregiões como Itaparica-PE, Paulo Afonso-BA, Alagoana do Sertão do São Francisco-AL e Ariquemes-RO, mas agora destacam que esses polos fazem parte de “corredores” espaciais de forte especialização, e não apenas de pontos isolados.

Os *coldspots* de LQ (75 microrregiões) formam um desenho complementar: extensas áreas do Sul e partes do Sudeste, onde a piscicultura existe, mas não se configura como atividade relativamente especializada no portfólio produtivo local. Em termos estatísticos, o fato de o G_i detectar *hotspots* bem estruturados para o LQ, ao lado de um Moran global positivo e significativo, indica que a especialização aquícola apresenta um padrão de autocorrelação espacial mais robusto do que o AII: regiões vocacionadas tendem a estar rodeadas por vizinhos igualmente vocacionados.

Quando comparado ao LISA, o G_i para o LQ reforça a identificação de “corredores” de especialização alta (Alto-Alto) na Amazônia e no Nordeste, enquanto *clusters* mistos Alto-Baixo e Baixo-Alto aparecem menos explicitamente. Isso sugere que, do ponto de vista de políticas de desenvolvimento regional, o LQ opera como um bom indicador para delimitação de macrorregiões especializadas, mas deve ser complementado pelo LISA quando o interesse recai sobre fronteiras de transição entre áreas especializadas e não especializadas.

6.13.3 Hotspots e coldspots do Índice de Participação Relativa (RPI)

O mapa da Figura 21 apresenta o G_i para o RPI, que capta a participação relativa de cada microrregião na produção nacional. O padrão de *hotspots* (32 microrregiões) é bastante semelhante ao observado para o valor da produção (Figura 22), com uma grande mancha de altos valores no Centro-Oeste e Norte de Mato Grosso/Rondônia, além de *clusters* expressivos no interior de São Paulo, Paraná e Santa Catarina e focos adicionais no Nordeste (particularmente nas mesmas microrregiões já identificadas como especializadas).

Os *coldspots* (94 microrregiões) concentram-se novamente no Sul do país e em parte do litoral Sudeste, evidenciando áreas em que a piscicultura, mesmo quando presente, responde por frações muito pequenas da produção nacional. Em termos estatísticos, o fato de o G_i apontar *hotspots* robustos para o RPI, em alinhamento com os resultados de Moran e de Getis-Ord General G , indica que os maiores contribuintes do volume nacional não são apenas mais produtivos individualmente, mas tendem também a formar blocos geográficos contíguos de grande relevância.

A comparação com o LISA mostra, mais uma vez, uma forte correspondência entre *hotspots* G_i e *clusters* Alto-Alto de RPI, especialmente no arco Centro-Oeste-Norte e em segmentos do Sul/Sudeste. Entretanto, o LISA evidencia também microrregiões com RPI elevado cercadas por vizinhos de baixa participação (Alto-Baixo), que o G_i tende a suavizar. Essas “ilhas” de grande

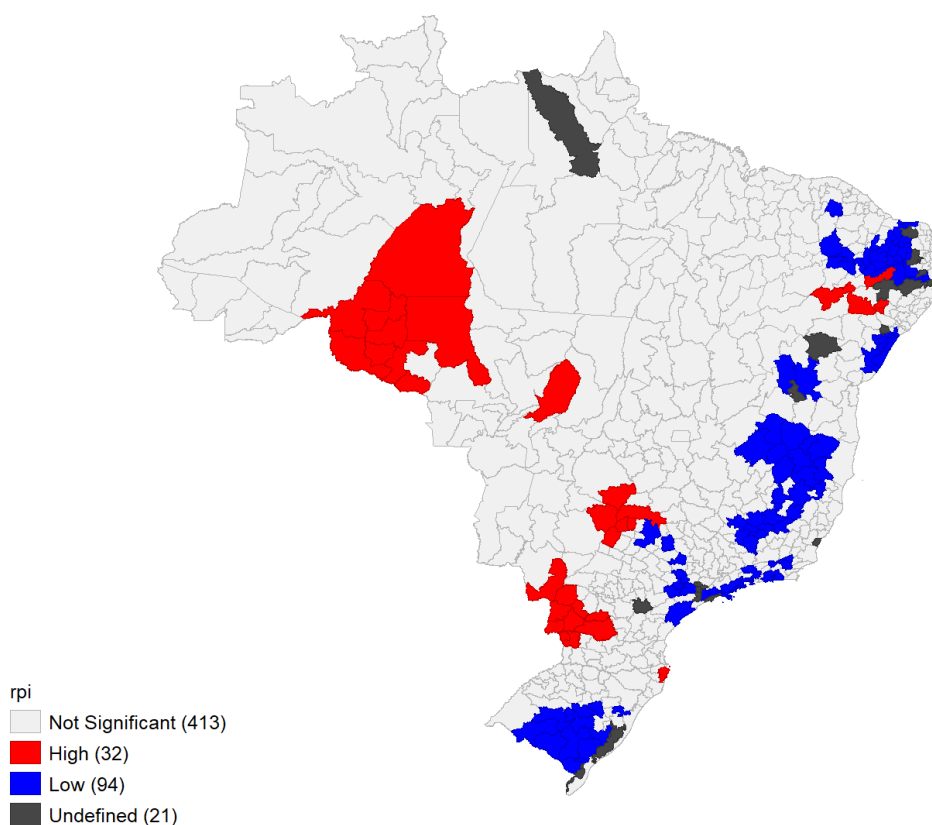


Figura 21 – Padrões locais de concentração do Índice de Participação Relativa (RPI) segundo a estatística Getis–Ord G_i (2021).

participação relativa em contextos regionais menos relevantes podem representar oportunidades para políticas focalizadas, e seu reconhecimento depende justamente da combinação entre ambas as abordagens.

6.13.4 Hotspots e coldspots do valor da produção aquícola

Por fim, o mapa do G_i para o valor da produção aquícola, mostrado na Figura 22, é praticamente idêntico ao do RPI, o que é esperado dado que o RPI é derivado diretamente do valor produzido. Os mesmos polos de Rondônia e Mato Grosso, o eixo produtivo do interior paulista–paranaense–catarinense e os núcleos do Nordeste litorâneo aparecem como *hotspots* consistentes. Esse resultado consolida a leitura de que a estrutura espacial da piscicultura brasileira em 2021 é marcada por blocos geográficos de grande peso econômico, cuja localização coincide, em grande medida, com as microrregiões já identificadas como altamente especializadas e intensivas.

Do ponto de vista metodológico, a alta correlação entre os padrões de G_i do valor da produção e do RPI reforça duas mensagens. Primeiro, há robustez na detecção de *clusters* de alto valor, no sentido de que diferentes indicadores (nível absoluto versus participação relativa) levam a conclusões espaciais muito semelhantes. Segundo, essa redundância sugere que, para fins de síntese em políticas públicas, pode ser suficiente mapear apenas um dos dois indicadores

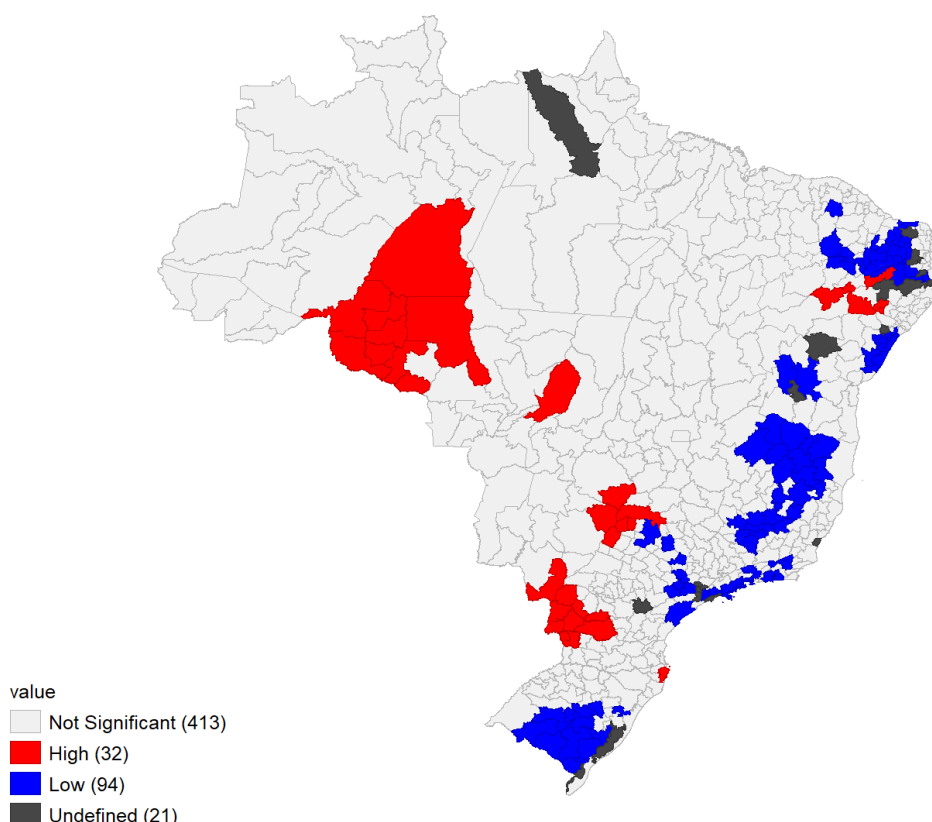


Figura 22 – Padrões locais de concentração do valor da produção aquícola segundo a estatística Getis–Ord G_i (2021).

como *baseline* (por exemplo, o RPI), reservando o outro para análises de sensibilidade ou para avaliação de mudanças ao longo do tempo.

Em conjunto, os mapas de Getis–Ord G_i complementam os resultados globais de Moran e General G e a análise local via LISA. Enquanto os índices globais atestam a presença de autocorrelação espacial estatisticamente significativa nas principais variáveis da piscicultura, o G_i permite localizar, com maior clareza, os blocos territoriais que concentram valores elevados ou reduzidos de intensidade, especialização e contribuição econômica. A convergência entre os diferentes instrumentos reforça a robustez do diagnóstico de forte concentração espacial da piscicultura brasileira e fornece uma base estatisticamente fundamentada para a definição de regiões prioritárias de intervenção e de monitoramento de políticas de desenvolvimento aquícola.

6.14 PADRÕES DE ASSOCIAÇÃO LOCAL COM A ESTATÍSTICA DE GEARY

A estatística de Geary local foi aplicada às quatro variáveis de interesse, **índice de intensidade aquícola (AI)**, **quociente locacional (LQ)**, **índice de participação relativa (RPI)** e **valor da produção aquícola**, utilizando a mesma estrutura de vizinhança adotada nos testes anteriores: matriz de contiguidade *queen*, padronização em linha (*row-standardized*) e subconjunto das 539 microrregiões com dados disponíveis em 2021. Diferentemente do Moran local,

que mede co-movimento linear entre uma unidade e a média de seus vizinhos, o Geary local é essencialmente uma medida de *dissimilaridade* local: valores baixos indicam forte similaridade com a vizinhança (associação positiva), enquanto valores altos sugerem descontinuidade espacial, isto é, “quebras” ou fronteiras entre regimes distintos. Nos mapas a seguir, essas situações foram sintetizadas em cinco classes: *High–High* (clusters de valores altos similares), *Low–Low* (clusters de valores baixos similares), *Other Positive* (associação positiva, mas sem enquadramento claro em alto–alto ou baixo–baixo), *Negative* (associação negativa: valores contrastantes entre uma microrregião e o entorno) e áreas não significativas.

Do ponto de vista inferencial, a significância foi avaliada por permutações condicionais para cada unidade espacial, implicando o problema clássico de múltiplas comparações: ao testar centenas de microrregiões simultaneamente, parte dos resultados significativos pode corresponder a erro tipo I. Por essa razão, a interpretação concentra-se em padrões espaciais coesos, **blocos contíguos de unidades com o mesmo sinal**, e na consistência desses blocos entre variáveis e em relação aos resultados prévios do Moran local e do índice de Getis–Ord.

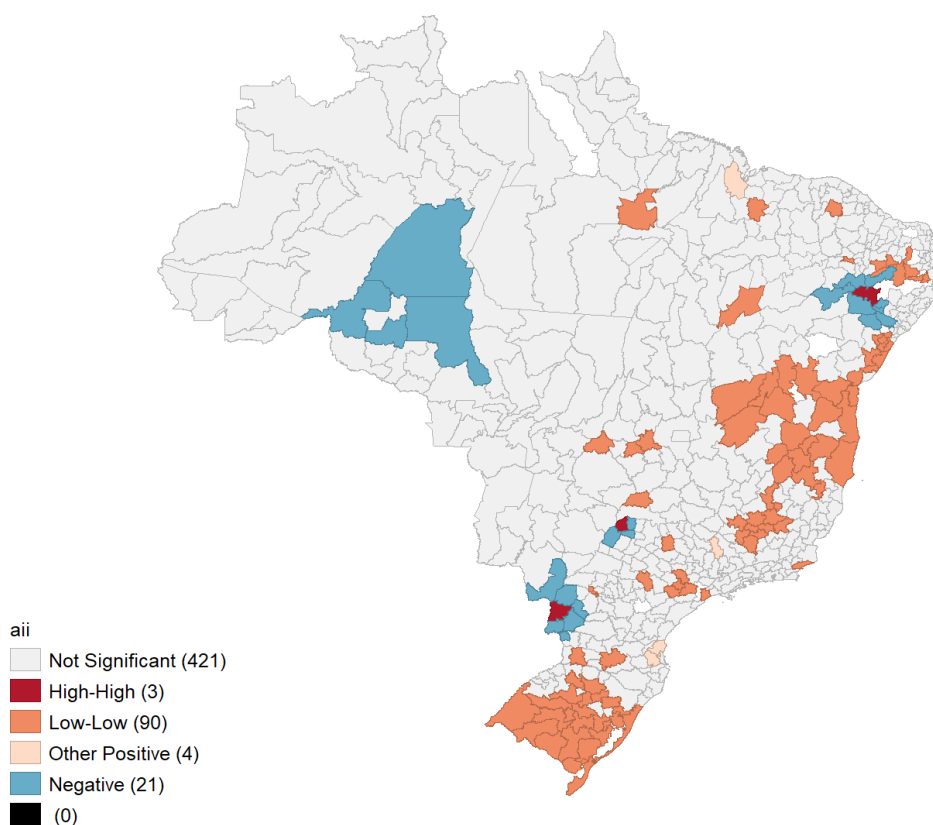


Figura 23 – Padrões locais da estatística de Geary para o Índice de Intensidade Aquícola (AII) nas microrregiões brasileiras, 2021.

No caso do AII (Figura 23), observa-se a formação de um grande bloco *Low–Low* no Sul do país, sobretudo no Rio Grande do Sul e em parte de Santa Catarina, bem como em faixas do Sudeste, indicando microrregiões com baixa intensidade aquícola cercadas por vizinhos

igualmente pouco intensivos. Em contraste, poucas microrregiões aparecem como *High–High*, mas elas são espacialmente coerentes: núcleos na faixa Centro-Oeste/Norte (conexão Mato Grosso–Rondônia) e alguns pontos do Nordeste costeiro, os quais já haviam sido identificados como polos pelo LISA e pelo índice de Getis–Ord. As células classificadas como *Other Positive* nas bordas desses aglomerados sugerem zonas de transição em que a intensidade dos vizinhos é semelhante, embora em patamar inferior. As áreas rotuladas como *Negative* são particularmente informativas, pois indicam microrregiões cujo AII contrasta com o de sua vizinhança imediata, configurando fronteiras entre áreas intensivas e não intensivas. Esses contornos são relevantes para fins de política pública, na medida em que apontam regiões em que a difusão de tecnologia de cultivo ou de infraestrutura logística pode estar em estágio inicial ou encontrar barreiras.

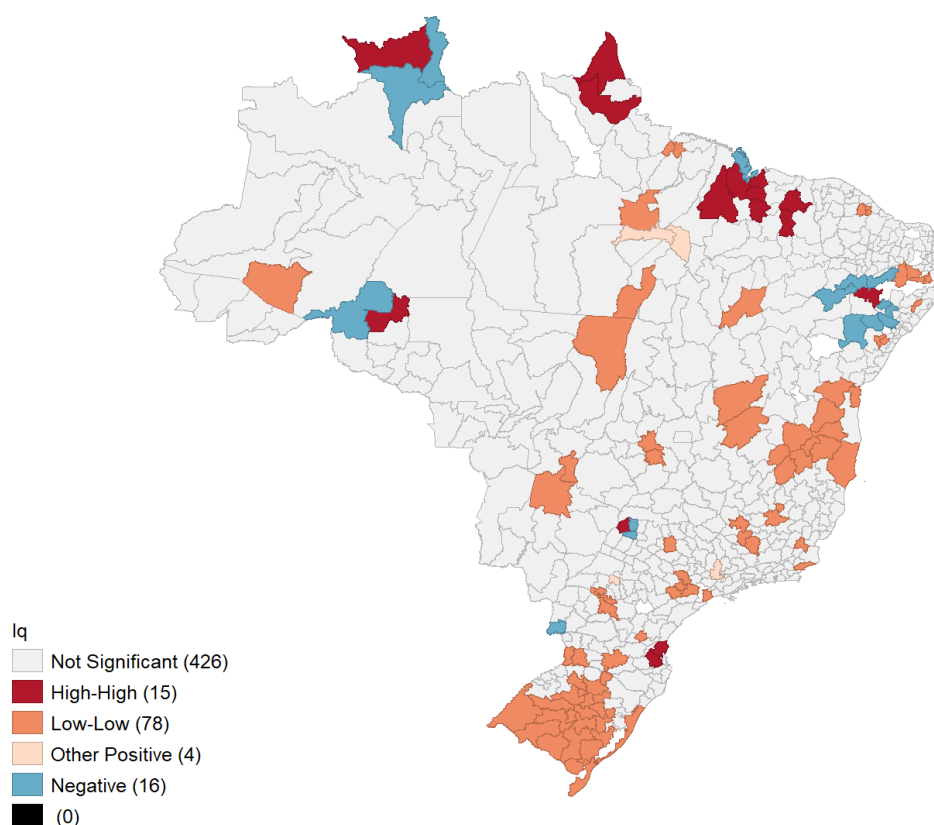


Figura 24 – Padrões locais da estatística de Geary para o Quociente Locacional (LQ) nas microrregiões brasileiras, 2021.

O mapa do LQ (Figura 24) apresenta padrão compatível com a elevada heterogeneidade da especialização produtiva: um conjunto de microrregiões *High–High* no Norte (Amazônia e Roraima) e na transição Nordeste semiárido–litoral sinaliza áreas com forte especialização aquícola rodeadas por vizinhos igualmente especializados. Ao mesmo tempo, extensos blocos *Low–Low* no Sul e em partes do Sudeste destacam porções do território pouco especializadas em piscicultura, inseridas em vizinhanças também pouco especializadas. A presença de unidades *Negative* nas bordas desses blocos indica situações em que microrregiões com LQ elevado são

circundadas por vizinhos pouco especializados (ou vice-versa), evidenciando discontinuidades espaciais marcantes na especialização relativa. Isso reforça o argumento de que o LQ captura, mais do que o volume físico produzido, o grau de concentração setorial da estrutura produtiva local, o que pode variar fortemente entre microrregiões dentro de um mesmo estado.

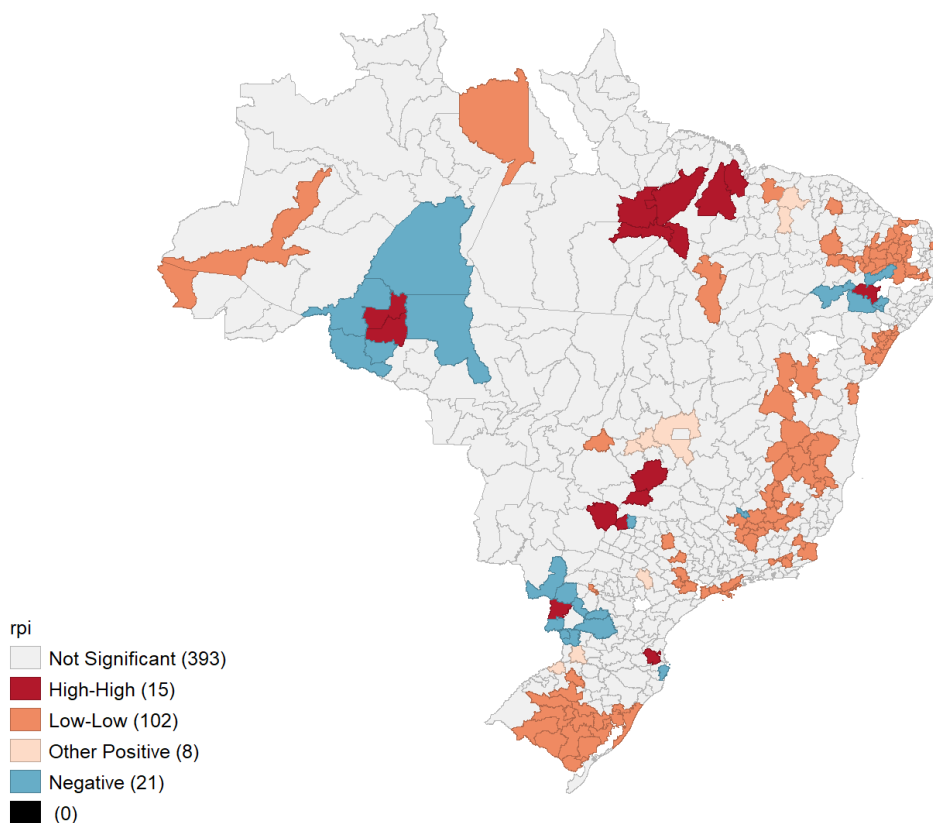


Figura 25 – Padrões locais da estatística de Geary para o Índice de Participação Relativa (RPI) nas microrregiões brasileiras, 2021.

Quando se considera o RPI (Figura 25), o Geary local enfatiza novamente o eixo Amazônia–Centro-Oeste e parte do interior do Sudeste como áreas *High–High*, em que a participação relativa da microrregião na produção nacional é elevada e acompanhada por vizinhos igualmente relevantes. Em sentido oposto, observa-se um amplo cinturão *Low–Low* no Sul e em trechos do litoral Sudeste e Nordeste, composto por microrregiões cujo peso na produção nacional é residual, inseridas em entornos igualmente marginais. A combinação desses blocos com células *Negative* em áreas de transição sugere que o RPI é particularmente sensível à escala regional dos polos (grandes bacias produtivas), o que é coerente com sua definição relativa ao total nacional. Essa distinção é central para os objetivos do trabalho, pois permite diferenciar microrregiões vocacionadas porém pequenas (LQ alto e RPI baixo) daquelas que efetivamente “puxam” a produção nacional (LQ e RPI elevados em conjunto).

Por fim, o valor da produção aquícola (Figura 26) exhibe um padrão de Geary local muito próximo ao do RPI, o que era esperado dada a forte correlação entre volume produzido e receita

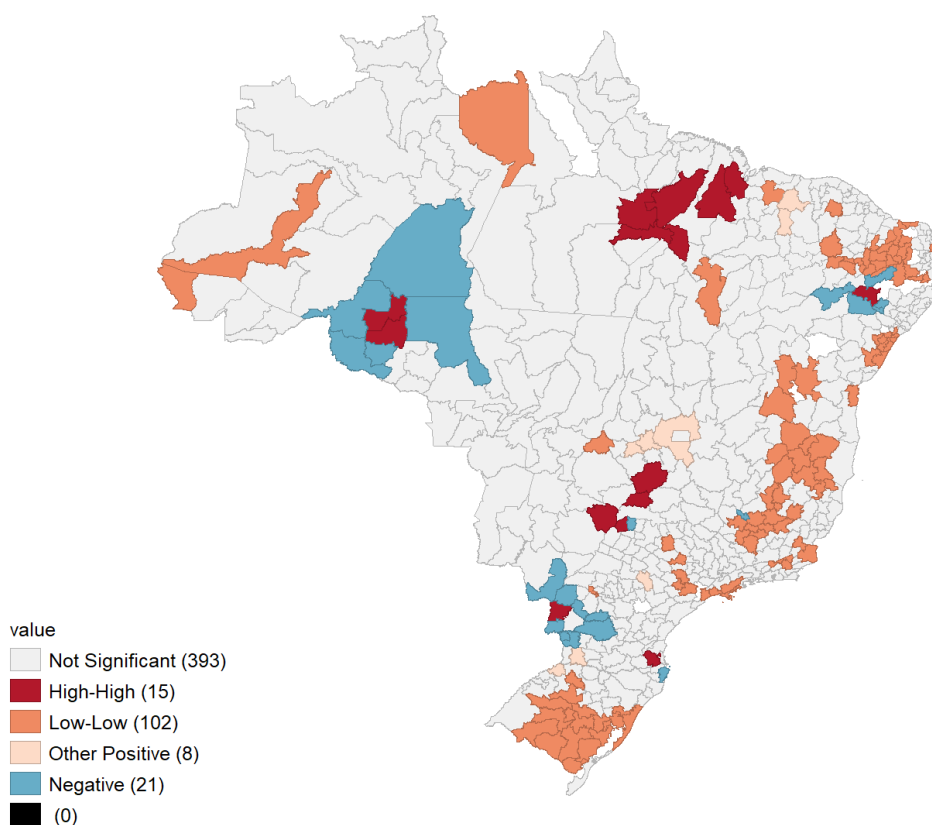


Figura 26 – Padrões locais da estatística de Geary para o valor da produção aquícola nas microrregiões brasileiras, 2021.

total. Os blocos *High–High* na transição Rondônia–Mato Grosso e em partes do Norte/Nordeste indicam concentrações de valor econômico gerado pela piscicultura, circundadas por vizinhanças com desempenho igualmente elevado. Por outro lado, o extenso conjunto de áreas *Low–Low* no Sul reforça a leitura de um “arco de baixa relevância econômica” nessa região, em que tanto o volume quanto o valor da produção se mantêm reduzidos. As observações *Negative* aparecem, novamente, nas bordas desses aglomerados, sugerindo microrregiões cujo desempenho econômico difere substancialmente do entorno imediato.

Em síntese, a análise com o Geary local complementa os resultados do Moran local e do índice de Getis–Ord ao enfatizar discontinuidades e fronteiras espaciais. Enquanto os dois primeiros destacam a presença de *clusters* de autocorrelação positiva, o Geary local permite refinar a leitura ao identificar simultaneamente os “miolos” homogêneos (*High–High* e *Low–Low*) e as zonas de transição e contraste (*Negative* e *Other Positive*). Do ponto de vista estatístico, a convergência dos três instrumentos, **Moran**, **Getis–Ord G_i^*** e **Geary**, em torno dos mesmos grandes blocos regionais (polos Amazônia–Centro-Oeste e Nordeste selecionado, versus cinturão de baixa intensidade e participação no Sul/Sudeste) aumenta a robustez das conclusões, ainda que se reconheça a necessidade de cautela quanto a múltiplos testes e à dependência dos resultados da especificação da matriz de vizinhança e do ano de referência.

7 RESULTADOS E DISCUSSÃO

7.1 ESTRUTURA DISTRIBUTIVA E DESIGUALDADE ESPACIAL DA AQUICULTURA

Os resultados descritivos e os índices de desigualdade analisados apontam de maneira convergente para um quadro de **forte concentração espacial da aquicultura brasileira** ao nível microrregional. A distribuição da produção e do valor gerado em 2021, bem como a trajetória 2013–2021, sugerem que a expansão do setor ocorreu sobre uma base territorial já assimétrica e que, em grande medida, reforçou polarizações existentes.

Os índices de Gini, Theil e Atkinson calculados anualmente para a produção aquícola, o valor adicionado agropecuário e o Índice de Intensidade Aquícola (AII) mostram três elementos centrais.

Em primeiro lugar, a **desigualdade espacial da produção aquícola é sistematicamente alta**. O Gini médio em torno de 0,79 para a produção e acima de 0,9 para o AII indica que poucas microrregiões concentram parcela muito expressiva da produção ou da intensidade relativa da piscicultura. Esses valores se mantêm estáveis ao longo da série, sugerindo que o crescimento do setor não foi acompanhado de desconcentração relevante; houve, predominante, **crescimento com preservação da hierarquia espacial**.

Em segundo lugar, o **Theil complementa o diagnóstico ao enfatizar a contribuição dos extremos**. Valores superiores a 1 para a produção e acima de 3 para o AII indicam que a cauda superior da distribuição (microrregiões de maior intensidade) exerce papel desproporcional na desigualdade total. Em termos econômicos, isso significa que ganhos de escala, infraestruturas específicas ou arranjos institucionais localizados em poucos territórios respondem por parcela muito grande do valor gerado, enquanto a maior parte das microrregiões permanece em patamares muito inferiores.

Em terceiro lugar, o **Atkinson, com diferentes valores do parâmetro de aversão à desigualdade ϵ** , mostra que o quadro é robusto mesmo quando se atribui maior peso às microrregiões de baixa produção. A análise de sensibilidade para ϵ em torno de 0,3; 0,5; 0,8; 1,0 revela que o índice aumenta de forma monotônica, indicando que parte relevante da desigualdade decorre da distância entre as microrregiões mais pobres em piscicultura e o restante do sistema. Em outras palavras, há uma **massa considerável de territórios “atrasados”**, cuja distância em relação aos polos de referência não diminuiu ao longo da década analisada.

A curva de Lorenz estimada para o valor da produção e para o AII reforça visualmente esse quadro: a curva encontra-se bastante afastada da linha de perfeita igualdade, sinalizando que pequenas frações de microrregiões respondem por grande parte do total nacional. A comparação entre Gini e Atkinson é particularmente informativa: embora ambos indiquem elevada concentração, o Atkinson mais sensível à cauda inferior enfatiza ainda mais o “peso” das microrregiões marginais, garantindo que o diagnóstico de desigualdade não é artefato de poucos outliers muito

ricos, mas de uma estrutura distributiva assimétrica em todo o espectro.

O cálculo do **Gini ponderado** e do **Coefficiente de Localização (CL)** ao longo do período acrescenta outra camada de interpretação. O Gini ponderado, ao incorporar o tamanho da microrregião (ou outra variável de escala, conforme a especificação adotada), tende a atenuar a influência de unidades muito pequenas, enquanto o CL resume o grau de concentração territorial em poucas áreas. A persistência de CL em torno de 0,58 sinaliza que, mesmo quando se considera o conjunto completo das microrregiões, há **alta concentração relativa da atividade em macrorregiões específicas**, sobretudo Centro-Oeste, Sul e partes do Nordeste.

Do ponto de vista estatístico, a principal contribuição dessa etapa é fornecer um **diagnóstico robusto e triangulado de desigualdade espacial**, utilizando métricas com propriedades distintas (sensibilidade a cauda superior/inferior, decomposição, ponderação). Do ponto de vista substantivo, os resultados indicam que a piscicultura brasileira evoluiu como um **setor seletivamente territorializado**, apoiado em poucos polos que concentram escala, intensidade e especialização, enquanto vastas áreas permanecem com participação residual.

7.2 ESPECIALIZAÇÃO PRODUTIVA, INTENSIDADE AQUÍCOLA E TIPOLOGIAS REGIONAIS

A segunda dimensão da análise diz respeito à especialização territorial da piscicultura e ao seu papel na estrutura produtiva regional. Para isso, foram mobilizados o Quociente Locacional (LQ), o Índice de Participação Relativa (RPI) e o Índice de Intensidade Aquícola (AII), complementados por uma tipologia produtiva construída a partir de limiares em LQ e RPI.

O LQ mede a especialização relativa da microrregião em piscicultura em comparação ao padrão nacional, enquanto o RPI resume a participação da microrregião no total da produção aquícola do país. Já o AII articula a produção aquícola com a base agropecuária local, captando o “peso” da piscicultura na estrutura econômica agropecuária regional.

O histograma do LQ para 2021, com destaque para $LQ \geq 2$ e $LQ \geq 15$, mostra uma distribuição fortemente assimétrica, concentrada em baixo LQ, com cauda longa à direita. A maior parte das microrregiões apresenta LQ inferior a 2, o que significa que, em termos relativos, a piscicultura não se destaca frente à estrutura produtiva nacional. Entretanto, há um subconjunto expressivo de microrregiões com $LQ \geq 2$ (especializadas) e um grupo ainda mais restrito com LQ extremamente elevado (casos como Itaparica-PE, Paulo Afonso-BA, Ariquemes-RO, Jales-SP, entre outros), que podem ser interpretados como núcleos de especialização intensa.

O diagrama de dispersão $LQ \times RPI$, com linhas de referência em $LQ = 15$ e $RPI = 2\%$, mostra que LQ alto não implica, automaticamente, grande peso no total nacional. Algumas microrregiões apresentam altíssimo LQ, mas RPI modesto, indicando vocação muito forte para a piscicultura em bases regionais, porém com escala insuficiente para alterar de forma substantiva a distribuição nacional. Outras microrregiões, como Toledo-PR, combinam LQ relativamente alto com RPI elevado, aproximando-se de um perfil de “hub nacional” da atividade.

Para sistematizar esses padrões, foi proposta uma tipologia produtiva baseada em LQ e RPI, com quatro quadrantes teóricos e três efetivamente observados:

- Alta especialização e escala ($LQ \geq 2$ e $RPI \geq 0,02$): microrregiões com peso significativo na piscicultura nacional e elevada vocação relativa.
- Alta especialização, baixa escala ($LQ \geq 2$ e $RPI < 0,02$): regiões vocacionadas para a atividade, mas ainda pouco representativas no total nacional.
- Baixa especialização e escala ($LQ < 2$ e $RPI < 0,02$): a grande maioria das microrregiões, nas quais a piscicultura é marginal ou incipiente.
- Baixa especialização, alta escala ($LQ < 2$ e $RPI \geq 0,02$): caso teórico não observado na base, o que é coerente do ponto de vista econômico; seria difícil uma microrregião ser grande produtora nacional sem apresentar alguma forma de especialização relativa.

A distribuição empírica mostra que apenas um número muito reduzido de microrregiões integra o grupo de **alta especialização e escala**, enquanto a maior parte das microrregiões especializadas encontra-se no quadrante de **alta especialização e baixa escala**, e um grande conjunto permanece em baixa especialização e escala. As médias de LQ e RPI por tipologia reforçam essa leitura: nas microrregiões de alta especialização e escala, o LQ médio supera 20 e o RPI médio ultrapassa 4%; entre as especializadas de baixa escala, o LQ médio é significativamente mais baixo (em torno de 6) e o RPI médio situa-se claramente abaixo de 1%.

Essa tipologia é central para os objetivos do trabalho, pois **articula escala e vocação relativa** e permite interpretar os resultados espaciais posteriores em termos de trajetórias possíveis: regiões que se consolidam como polos nacionais, regiões vocacionadas que podem crescer em escala e regiões marginais ou emergentes.

O AII aprofunda o diagnóstico ao incorporar a estrutura agropecuária local. Microrregiões como Itaparica-PE, Toledo-PR, Ariquemes-RO, Jales-SP, Paulo Afonso-BA, Cascavel-PR, Três Marias-MG e Paranaíba-MS apresentam **níveis de intensidade aquícola muito elevados** em diferentes momentos, refletindo não apenas grande produção, mas também forte especialização em relação à agricultura local.

A análise dinâmica do AII para essas microrregiões selecionadas revela quatro padrões principais:

1. **Trajетórias de consolidação** (por exemplo, Toledo-PR e Jales-SP): séries temporais com tendência claramente ascendente ao longo de 2013–2021, indicando aprofundamento da especialização aquícola em bases já relevantes.
2. **Trajетórias de pico seguido de acomodação** (caso de Ariquemes-RO e, em parte, Itaparica-PE): crescimento acelerado até meados da década, seguido de estabilização ou leve redução, possivelmente associada a limites ambientais, logísticos ou de mercado.

3. **Trajетórias emergentes** (Paranaíba–MS, algumas microrregiões do Nordeste interiorano): valores iniciais próximos de zero e crescimento progressivo, sugerindo processos de entrada e difusão da atividade.
4. **Trajетórias instáveis ou frágeis** (Rosário–MA, Floriano–PI e outras): oscilações de AII com níveis moderados, sem padrão claro de consolidação, o que pode refletir vulnerabilidade da cadeia produtiva, flutuações de preços ou problemas de institucionalidade.

Do ponto de vista técnico, a contribuição dessa etapa é dupla. Primeiro, ao combinar LQ, RPI e AII, a análise **separa dimensão de escala, especialização e intensidade relativa**, evitando leituras simplistas baseadas apenas em volume. Segundo, a associação entre tipologias e trajetórias temporais fornece um quadro dinâmico para interpretar a **evolução potencial de sistemas locais de produção aquícola**: polos consolidados, polos em formação e áreas de vocação incipiente.

7.3 DEPENDÊNCIA E ASSOCIAÇÃO ESPACIAL: MORAN GLOBAL, LISA, GETIS–ORD G_I E GEARY LOCAL

A terceira dimensão dos resultados diz respeito à **dependência e associação espacial das variáveis analisadas**, elemento central para responder à pergunta se a piscicultura brasileira configura ou não um fenômeno territorialmente estruturado, com formação de clusters e padrões regionais robustos.

7.3.1 Autocorrelação global

Os valores de **Moran's I global** para 2021 indicam autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa para o valor da produção, o RPI, o LQ e o AII, com z-scores elevados e p-valores muito baixos. Isso significa que microrregiões com alta (ou baixa) produção tendem a estar próximas de microrregiões também com alta (ou baixa) produção, contrariando a hipótese nula de aleatoriedade espacial.

Em termos estatísticos, a significância dos índices depende de três componentes: o valor observado de Moran's I, o valor esperado sob a hipótese de aleatoriedade (próximo de $-1/(n-1)$, com n igual ao número de microrregiões consideradas) e a variância teórica dada a matriz de pesos espaciais. A adoção de uma matriz do tipo queen, padronizada por linha e construída a partir de distância euclidiana, supõe que a dependência se dá por contiguidade e proximidade geográfica imediata, um pressuposto plausível para atividades agropecuárias e aquícolas, mas que deve ser interpretado como **uma entre várias possíveis especificações de vizinhança**.

A leitura conjunta dos resultados indica que a **desigualdade espacial identificada pelas medidas de concentração não é “aleatória no espaço”, mas organizada em padrões regionais**. Este é um ponto fundamental do trabalho: não se trata apenas de um setor com grande hetero-

geneidade entre microrregiões, mas de um setor cujas heterogeneidades estão espacialmente correlacionadas.

7.3.2 LISA: clusters locais e outliers espaciais

A estatística LISA (Local Indicators of Spatial Association) desagrega o Moran global e permite identificar a localização dos clusters. Os mapas para AII, LQ, RPI e valor da produção mostram uma combinação de:

- **Clusters alto–alto (High–High):** microrregiões com valores elevados cercadas por vizinhos também elevados, interpretadas como polos territoriais da piscicultura.
- **Clusters baixo–baixo (Low–Low):** microrregiões de baixa produção/intensidade rodeadas por vizinhos igualmente baixos, caracterizando “vazios produtivos” ou áreas onde a piscicultura é marginal.
- **Outliers alto–baixo (High–Low) e baixo–alto (Low–High):** microrregiões cujo padrão contrasta com o de seus vizinhos, sugerindo transições espaciais, estratégias produtivas diferenciadas ou descontinuidade de infraestruturas.

No caso do *AII*, predominam clusters baixo–baixo, especialmente em grandes áreas do interior do país, indicando que a piscicultura, apesar de crescer, **não se disseminou de forma homogênea na base agropecuária nacional**. Os poucos clusters alto–alto localizados no Centro-Oeste, Sul e segmentos do Nordeste apontam para **sistemas locais de alta intensidade**, nos quais a piscicultura ocupa posição central na estrutura produtiva.

Para o *LQ*, observa-se maior concentração de clusters alto–alto na Região Norte e em partes do Nordeste, além de pontos no Centro-Oeste e Sudeste. Isso indica que mesmo em áreas onde o volume absoluto é moderado, a piscicultura pode ser altamente especializada, configurando perfis territoriais distintos daqueles observados apenas com base na escala.

Os resultados para o *RPI* e o valor da produção são consistentes com essa leitura, reforçando a presença de polos volumosos e especializados em regiões específicas e de amplas áreas de baixa participação relativa.

Do ponto de vista estatístico, é importante enfatizar que os testes LISA envolvem **múltiplas comparações simultâneas**, o que pode inflar a probabilidade de erro tipo I quando não se utiliza correção (por exemplo, Bonferroni ou FDR). Contudo, a consistência dos padrões espaciais entre as diferentes variáveis, aliada à convergência com Moran global e Getis–Ord, sugere que os clusters identificados não são meros artefatos de significância pontual, mas refletem uma **estrutura espacial sistemática**.

7.3.3 Getis–Ord G_i : hotspots, coldspots e intensidade local

A estatística local de **Getis–Ord** G_i foi aplicada para identificar hotspots (valores positivos e significativos de G_i) e coldspots (valores negativos). Ao contrário do LISA, que compara o valor

de cada unidade com a média global ponderada por vizinhança, o G_i concentra-se na soma local de valores em torno de cada microrregião, captando aglomerações de alta ou baixa magnitude.

Os mapas resultantes para AII, LQ, RPI e valor mostram que:

- Os **hotspots de G_i** coincidem em grande parte com os clusters alto–alto de LISA, confirmando a existência de núcleos espaciais robustos de **produção intensiva e/ou especializada**.
- Os **coldspots** correspondem a regiões onde a soma local de valores é muito baixa, reforçando a presença de grandes “zonas frias” em termos de piscicultura.

A comparação entre G_i e LISA é particularmente informativa. Enquanto o LISA enfatiza a similaridade entre uma microrregião e seus vizinhos (relação de tipo correlação espacial local), o G_i enfatiza G_i (valores absolutos). Assim, uma microrregião pode aparecer como high–high no LISA (valor alto cercado por altos) mas não formar um hotspot muito forte no G_i se seus valores, embora altos, não forem excepcionalmente grandes em termos absolutos. Essa diferença ajuda a distinguir polos de grande escala daqueles que são apenas relativamente mais intensos que seus vizinhos.

7.3.4 Geary local: heterogeneidade de vizinhança e transições espaciais

Por fim, o **Geary local** foi utilizado para captar diferenças espaciais mais finas. Ao dar maior peso às discrepâncias entre unidades vizinhas, o Geary enfatiza rupturas e transições, indicando áreas em que os valores de uma microrregião divergem significativamente dos valores médios de sua vizinhança.

Os mapas de Geary local para AII, LQ, RPI e valor revelam:

- Áreas extensas classificadas como “Low–Low” ou “Other Positive”, indicando que, para grande parte do território, a variabilidade local é relativamente pequena (ou seja, a piscicultura é baixa em toda a vizinhança).
- Um conjunto restrito de microrregiões com valores significativos associados a padrões negativos ou transicionais, frequentemente localizadas em bordas de clusters identificados por LISA e G_i . Essas microrregiões podem ser interpretadas como **zonas de expansão ou retração**, onde a piscicultura se diferencia mais nitidamente da vizinhança imediata.

A incorporação do Geary local agrega sofisticação aos resultados, pois mostra que nem todo cluster é homogêneo internamente: existem microrregiões que desempenham o papel de “fronteira” entre áreas especializadas e não especializadas, o que tem implicações importantes para políticas de difusão tecnológica e planejamento territorial.

7.3.5 Síntese espacial e implicações

A síntese dos métodos espaciais (Moran global, LISA, G_i e Geary) permite formular algumas conclusões robustas:

1. A piscicultura brasileira apresenta **dependência espacial positiva**, isto é, regiões similares tendem a agrupar-se, contrariando o modelo de difusão completamente aleatório.
2. Existem **polos espacialmente concentrados de alta produção e alta especialização**, sobretudo no Centro-Oeste, Sul e em segmentos do Nordeste e Norte, consistentes com a ideia de sistemas locais de produção aquícola.
3. Há uma extensa **periferia espacial de baixa intensidade e baixa especialização**, onde a piscicultura não se consolidou como atividade relevante; essa periferia corresponde em grande medida às tipologias de baixa especialização e escala.
4. As transições espaciais identificadas pelo Geary local indicam fronteiras dinâmicas, nas quais políticas de incentivo, infraestrutura e coordenação institucional podem atuar com maior potencial de impacto.

Do ponto de vista técnico, a principal contribuição está na **triangulação de diferentes medidas locais**, cada uma com estrutura de hipótese, sensibilidade e interpretação distintas. O uso combinado de LISA, G_i e Geary reduz o risco de conclusões baseadas em um único critério e oferece uma leitura mais rica da organização espacial da piscicultura.

7.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em conjunto, os resultados deste capítulo mostram que:

- A aquicultura brasileira é um setor **espacialmente concentrado e desigual**, com poucos polos dominando a produção e a intensidade relativa da piscicultura.
- A especialização produtiva, medida por LQ, RPI e AII, revela **tipologias regionais bem definidas**, que distinguem polos consolidados, regiões vocacionadas em baixa escala e áreas marginalizadas.
- A dependência espacial, demonstrada por Moran global e pelos indicadores locais, confirma que a piscicultura opera como um **fenômeno territorialmente estruturado**, com formação de clusters e fronteiras de expansão.

Do ponto de vista deste trabalho estatístico, o trabalho avança ao:

1. Combinar métricas clássicas de desigualdade com indicadores locais e índices espaciais, explorando suas propriedades e complementaridades.

2. Propor e operacionalizar um índice de intensidade aquícola (AII) que integra produção específica e estrutura agropecuária local, fornecendo uma medida mais alinhada à lógica de sistemas produtivos territoriais.
3. Utilizar um conjunto amplo de medidas espaciais (Moran, LISA, Getis-Ord G_i^* , Geary local), discutindo seus pressupostos, limitações e interpretações, e oferecendo uma leitura estatisticamente consistente da organização territorial da piscicultura.

Esse arcabouço fornece base sólida para, em capítulos seguintes, discutir implicações para políticas públicas, planejamento regional e pesquisas futuras, além de sugerir agendas para modelagem econométrica ou de séries temporais com estrutura espacial explícita (modelos SAR, SEM, SAC, GAMLSS espaciais, entre outros).

8 CONCLUSÃO

O presente estudo partiu do objetivo central de analisar, com rigor estatístico e enfoque espacial, a estrutura distributiva, os padrões de especialização e a dependência espacial da piscicultura brasileira em escala microrregional ao longo do período recente, com ênfase no ano de 2021. A integração entre métricas clássicas de desigualdade, indicadores locacionais, medidas de intensidade produtiva e técnicas modernas de análise espacial permitiu uma leitura abrangente e estatisticamente fundamentada da heterogeneidade regional do setor aquícola. O trabalho, dessa forma, articulou procedimentos descritivos, inferências multivariadas e métodos espaciais sob um arcabouço metodológico coerente, oferecendo uma visão detalhada e sistematizada do fenômeno.

Os resultados obtidos demonstraram, de maneira inequívoca, que a piscicultura brasileira apresenta elevado grau de concentração espacial, tanto em termos de volume de produção quanto de intensidade relativa no contexto agropecuário local. Os índices de Gini e Atkinson, aliados ao Theil, convergiram para o diagnóstico de que a desigualdade territorial não apenas é alta, mas estrutural, isto é, persistente ao longo do tempo e sustentada pela distância crescente entre microrregiões de baixa e alta produção. Essa constatação ecoa fenômenos econômicos clássicos, como economias de aglomeração, custos de coordenação e vantagens locacionais cumulativas, sugerindo que o setor não evolui como um mercado de difusão homogênea, mas como um conjunto de sistemas produtivos territorializados.

A análise de especialização e vocação relativa aprofundou esse quadro. Os indicadores LQ, RPI e o Índice de Intensidade Aquícola (AII) mostraram que poucos territórios combinam escala e especialização, ocupando posições dominantes na estrutura nacional. A tipologia proposta, **distinguindo microrregiões de alta especialização e escala, de alta especialização mas baixa escala e regiões marginais**, demonstrou ser adequada e interpretativamente poderosa. As trajetórias temporais das microrregiões selecionadas ilustraram que o processo de consolidação de polos aquícolas é cumulativo e, em muitos casos, reforçado por dinâmicas institucionais, estruturais e de mercado local. Observou-se, também, a existência de territórios emergentes, cujas condições podem favorecer expansão futura, e de territórios instáveis, vulneráveis a choques econômicos ou ambientais.

A incorporação de métodos espaciais, **Moran global, LISA, Getis-Ord G_i^* e Geary local**, representou o eixo inferencial do trabalho e trouxe evidências robustas de que a piscicultura não é apenas desigual, mas espacialmente dependente. A significância estatística dos índices globais indicou autocorrelação positiva consistente, enquanto os indicadores locais mostraram a presença de clusters alto-alto (hotspots produtivos), clusters baixo-baixo (áreas de baixa integração produtiva) e zonas transicionais que funcionam como fronteiras territoriais da expansão aquícola. A convergência das diferentes métricas espaciais conferiu legitimidade aos padrões identificados e reforçou a ideia de que o setor se estrutura em torno de arquiteturas territoriais complexas,

nas quais fatores econômicos, ambientais e institucionais interagem para moldar a distribuição espacial da atividade.

Do ponto de vista metodológico, este trabalho traz contribuições relevantes. Primeiramente, a combinação de múltiplos índices de desigualdade, indicadores locacionais e ferramentas espaciais representa um procedimento analítico avançado que integra abordagens descritivas e inferenciais em um único sistema coerente. Em segundo lugar, o desenvolvimento e aplicação do AII se mostram particularmente inovadores: ao incorporar elementos da base agropecuária na mensuração da intensidade aquícola, o indicador amplia o entendimento sobre o papel da piscicultura no contexto econômico local, superando medidas estritamente volumétricas. Em terceiro lugar, o uso de quatro famílias de estatísticas espaciais, **cada qual com sensibilidade e estrutura de hipóteses distinta**, permitiu construir um diagnóstico espacial robusto, tecnicamente fundamentado e consistente com as melhores práticas da Estatística Espacial contemporânea.

Os resultados apresentam implicações diretas para o planejamento territorial e para políticas setoriais. A identificação de polos consolidados sugere que políticas voltadas à competitividade e infraestrutura podem ser mais efetivas quando direcionadas a territórios já integrados à cadeia produtiva. Por outro lado, a grande massa de microrregiões classificadas como baixa especialização e baixa escala indica a necessidade de estratégias diferenciadas, voltadas à formação de capacidades produtivas, transferência tecnológica e fortalecimento institucional. As zonas transicionais identificadas pelo Geary local, por sua vez, representam potenciais áreas de intervenção estratégica, nas quais o estímulo à organização produtiva pode gerar efeitos multiplicadores regionais.

A síntese final aponta que a piscicultura brasileira, embora em expansão, não deve ser interpretada como um setor homogêneo ou territorialmente difuso. Trata-se de um setor profundamente estruturado por desigualdades espaciais, com núcleos produtivos altamente especializados, zonas periféricas extensas e áreas emergentes que configuram oportunidades de crescimento regional. Do ponto de vista estatístico, este trabalho demonstra que análises espaciais, quando articuladas a indicadores locacionais e medidas de desigualdade, permitem revelar padrões econômicos que seriam invisíveis em abordagens tradicionais.

Por fim, a contribuição científica deste estudo reside tanto no diagnóstico detalhado da piscicultura brasileira quanto na demonstração de um arcabouço metodológico sólido, replicável e alinhado às exigências contemporâneas da Estatística aplicada a fenômenos espaciais complexos. Ao integrar rigor técnico, profundidade analítica e consistência inferencial, este trabalho demonstra a adequação e o domínio das ferramentas estatísticas mobilizadas ao longo do estudo.

Dessa forma, o estudo cumpre seu propósito central ao oferecer uma leitura estatisticamente fundamentada da piscicultura nacional e um caminho metodológico robusto para investigações futuras.

REFERÊNCIAS

- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association—lisa. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- ANSELIN, L. A local indicator of multivariate spatial association: Extending geary's c. **Geographical Analysis**, v. 51, n. 2, p. 133–150, 2019. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/gean.12164>.
- ANSELIN, L. **An introduction to spatial data science with GeoDa. Volume 1. exploring spatial data / Luc Anselin**. First edition. Boca Raton, FL: CRC Press, 2024 – 2024. ISBN 9781003274919.
- ANSELIN, L. **An introduction to spatial data science with GeoDa. Volume 2, clustering spatial data / Luc Anselin**. First edition. Boca Raton, FL: CRC Press, 2024 – 2024. ISBN 9781032713175.
- BRABO, M. F. et al. Cenário atual da produção de pescado no mundo, no brasil e no estado do pará: ênfase na aquicultura. **Acta of Fisheries and Aquatic Resources**, Universidade Federal de Sergipe;, Aracaju, Sergipe, Brazil, v. 4, n. 2, p. 50–58, 2016. ISSN 2357-8068. Disponível em: <https://www.tib.eu/de/suchen/id/awi%3A080171d085b15468d626727e9011c656a10bed04>.
- BROWN, M. C. Using gini-style indices to evaluate the spatial patterns of health practitioners: Theoretical considerations and an application based on alberta data. **Social Science & Medicine**, v. 38, n. 9, p. 1243–1256, 1994. ISSN 0277-9536. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0277953694901899>.
- CISZ, M. **Objetivos normativos e resultados práticos: um estudo empírico da renúncia fiscal concedida a firmas da agroindústria de palmito no Pará**. 2013. 103 p. Dissertação (Dissertação) — Universidade Federal do Pará, Belém, Pará, Brasil, 2013. Disponível em: <https://repositorio.ufpa.br/items/d3c74bdc-1540-4e20-a870-278ce7c16b9a>.
- CRESSIE, N. **Statistics for Spatial Data**. Hoboken: Wiley, 2015. (Wiley Series in Probability and Statistics). ISBN 9781119115182.
- FIRETTI, R. et al. Participação da piscicultura na economia agrícola de regiões especializadas na produção de peixes. **Anais do 62º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER)**, Universidade Federal do Tocantins, Palmas, Tocantins, Brasil, set. 2024. Acesso em: 14 nov. 2025.
- Food and Agriculture Organization. **The state of world fisheries and aquaculture 2020 (SOFIA): Sustainability in action**. Rome, Italy: Food & Agriculture Organization of the United Nations (FAO), 2025.
- HADDAD, P. R. **Economia regional: teorias e métodos de análise**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 1989. (Série Estudos Econômicos e Sociais).
- HEUVELINK, G. B. M. R. webster, m. a. oliver: Geostatistics for environmental scientists. **Mathematical Geosciences**, v. 41, n. 8, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s11004-009-9221-9>.

HONJI, R. M.; MELLO, P. H. de; ARAÚJO, B. C. Reproduction and development in fish: Solving bottlenecks in modern aquaculture. **Animals**, v. 15, n. 2, 2025. ISSN 2076-2615. Disponível em: <https://www.mdpi.com/2076-2615/15/2/145>.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. Multivariate analysis. In: _____. **Wiley StatsRef: Statistics Reference Online**. John Wiley & Sons, Ltd, 2015. p. 1–20. ISBN 9781118445112. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/9781118445112.stat02623.pub2>.

LUZARDO, A. J. R.; FILHO, R. M. C.; RUBIM, I. B. Análise espacial exploratória com o emprego do Índice de moran. **GEOgraphia**, v. 19, n. 40, p. 161–179, out. 2017. Disponível em: <https://periodicos.uff.br/geographia/article/view/13807>.

MCCANN, P. **Modern Urban and Regional Economics**. 2. ed. Oxford: Oxford University Press, 2013. ISBN 978-0-19-958200-6.

MORAN, P. A. P. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika**, v. 37, n. 1-2, p. 17–23, 1950. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/biomet/37.1-2.17>.

OLIVARES, G. L.; DALCOL, P. R. T. Avaliação da contribuição de aglomerados produtivos para o desenvolvimento local no estado do rio de janeiro. **Production**, Associação Brasileira de Engenharia de Produção, v. 24, n. 4, p. 833–846, Oct 2014. ISSN 0103-6513. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-65132014005000010>.

PAHOR-FILHO, E. et al. The most frequently bullfrog productive systems used in brazilian aquaculture: A review. **Aquacultural Engineering**, v. 87, p. 102023, 2019. ISSN 0144-8609. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0144860919300329>.

SANSO-NAVARRO, M.; VERA-CABELLO, M.; PUENTE-AJOVÍN, M. Regional convergence and spatial dependence: a worldwide perspective. **The Annals of Regional Science**, v. 65, n. 1, p. 147–177, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s00168-020-00978-4>.

SARTORI, A. G. d. O.; AMANCIO, R. D. Pescado: importância nutricional e consumo no brasil. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v. 19, n. 2, p. 83–93, fev. 2012. Disponível em: <https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/san/article/view/8634613>.

SCHMITZ, H.; NADVI, K. Clustering and industrialization: Introduction. **World Development**, v. 27, n. 9, p. 1503–1514, 1999. ISSN 0305-750X. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X99000728>.

SUZIGAN, W. et al. Clusters ou sistemas locais de produção: Mapeamento, tipologia e sugestões de políticas. **Brazilian Journal of Political Economy**, Centro de Economia Política, v. 24, n. 4, p. 548–570, Oct 2004. ISSN 0101-3157. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0101-35172004-1606>.

SUZIGAN, W. et al. Coeficientes de gini locais (gl): aplicação à indústria de calçados do estado de são paulo. **Nova Economia**, 2003. Disponível em: <https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/415>.

SUZIGAN, W.; GARCIA, R. d. C.; FURTADO, J. E. d. M. P. Estruturas de governança em arranjo ou sistemas locais de produção. **Gestão & Produção**, v. 14, p. 425–439, 2007.

TIDWELL, J. H.; ALLAN, G. L. Fish as food: aquaculture's contribution. ecological and economic impacts and contributions of fish farming and capture fisheries. **EMBO Reports**, v. 2, n. 11, p. 958–963, 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/embo-reports/kve236>.

TOLKIEN, J. R. R. **O Hobbit**. Santa Maria: HarperCollins Brasil, 1937. Edição impressa.

VALENTI, W. C. et al. Aquaculture in brazil: past, present and future. **Aquaculture Reports**, v. 19, p. 100611, 2021. ISSN 2352-5134. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2352513421000272>.

WAGNER, Y. G.; COELHO, A. B.; TRAVASSOS, G. F. Análise do consumo domiciliar de pescados no brasil utilizando dados da pof 2017-2018. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), v. 61, n. 3, p. e250494, Mar 2023. ISSN 0103-2003. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2022.250494>.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Geostatistics for Environmental Scientists**. 2. ed. Chichester: Wiley, 2007. ISBN 9780470028582.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. New Delhi: Cengage Learning India, 2020. ISBN 9789355731074.

APÊNDICE A – CÓDIGOS E RELATÓRIOS DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL

A.1 REPOSITÓRIO DE CÓDIGOS, PROCEDIMENTOS E ROTINAS ANALÍTICAS

Todo o arcabouço computacional desenvolvido ao longo desta pesquisa, incluindo as etapas de coleta, organização e padronização de dados, procedimentos de *feature engineering*, construção das bases analíticas, cálculo dos indicadores estatísticos, bem como a geração dos gráficos e tabelas, encontra-se integralmente documentado e disponível em repositório público.

O material pode ser acessado no seguinte endereço:

<https://github.com/ryanxnovaes/bachelor-research>

O repositório está organizado de forma modular, permitindo replicação integral dos resultados, auditoria independente dos procedimentos e extensões futuras. Cada etapa do fluxo analítico segue princípios de reprodutibilidade, rastreabilidade e coerência metodológica, alinhando-se às melhores práticas contemporâneas de pesquisa científica em Estatística e análise espacial.

A.2 RELATÓRIOS COMPLEMENTARES DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL

Além dos resultados apresentados no corpo principal do texto, todos os relatórios completos produzidos pelo ArcMap referentes aos testes globais e locais de autocorrelação espacial foram disponibilizados na íntegra no presente anexo. Esses relatórios compreendem:

- Moran's I global
- Getis-Ord General G

Para cada variável analisada, valor da produção aquícola, Índice de Participação Relativa (RPI), Quociente Locacional (LQ), Índice de Intensidade Aquícola (AII) e preço médio, são apresentados os *reports* completos contendo valores estimados, distribuições simuladas, diagramas de dispersão, hipóteses testadas, *p-values*, parâmetros de inferência, bem como observações do software acerca da consistência espacial da matriz de pesos e eventuais alertas técnicos.

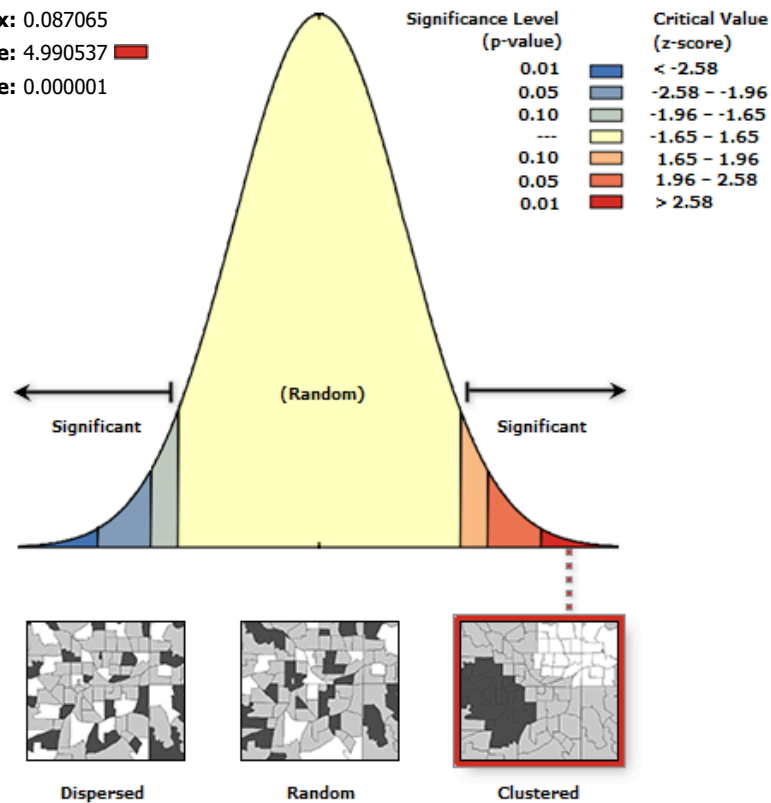
Com o intuito de evitar sobrecarga visual no capítulo de Resultados e Discussão, apenas um relatório exemplar foi reproduzido no texto principal. Os demais podem ser consultados integralmente neste anexo, garantindo transparência total dos procedimentos e robustez inferencial da análise espacial executada.

Spatial Autocorrelation Report

Moran's Index: 0.087065

z-score: 4.990537

p-value: 0.000001



Given the z-score of 4.99053697996, there is a less than 1% likelihood that this clustered pattern could be the result of random chance.

Global Moran's I Summary

Moran's Index:	0.087065
Expected Index:	-0.001859
Variance:	0.000318
z-score:	4.990537
p-value:	0.000001

Dataset Information

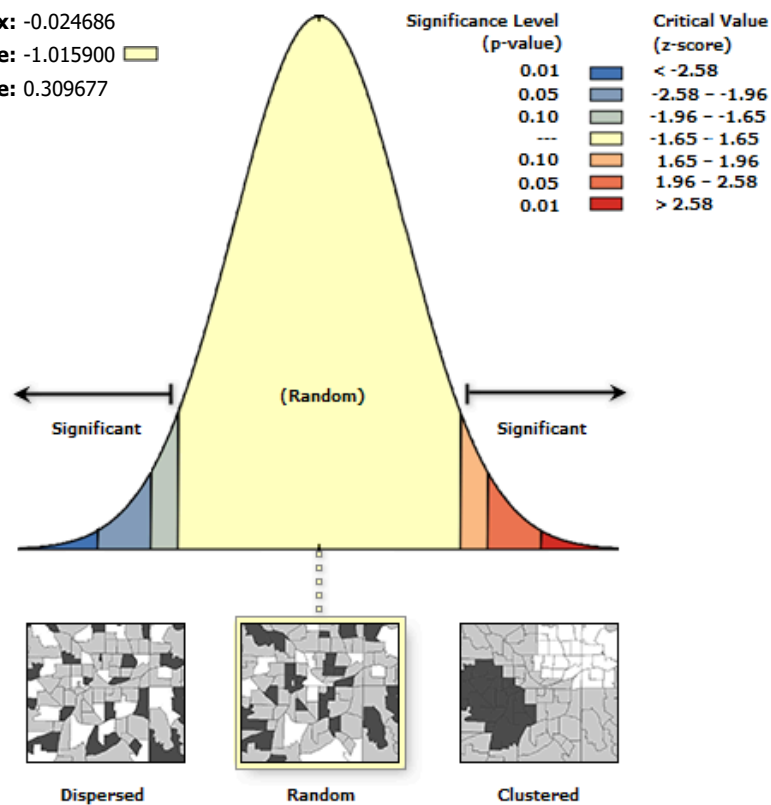
Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.AII
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

Spatial Autocorrelation Report

Moran's Index: -0.024686

z-score: -1.015900

p-value: 0.309677



Given the z-score of -1.015899896, the pattern does not appear to be significantly different than random.

Global Moran's I Summary

Moran's Index:	-0.024686
Expected Index:	-0.001859
Variance:	0.000505
z-score:	-1.015900
p-value:	0.309677

Dataset Information

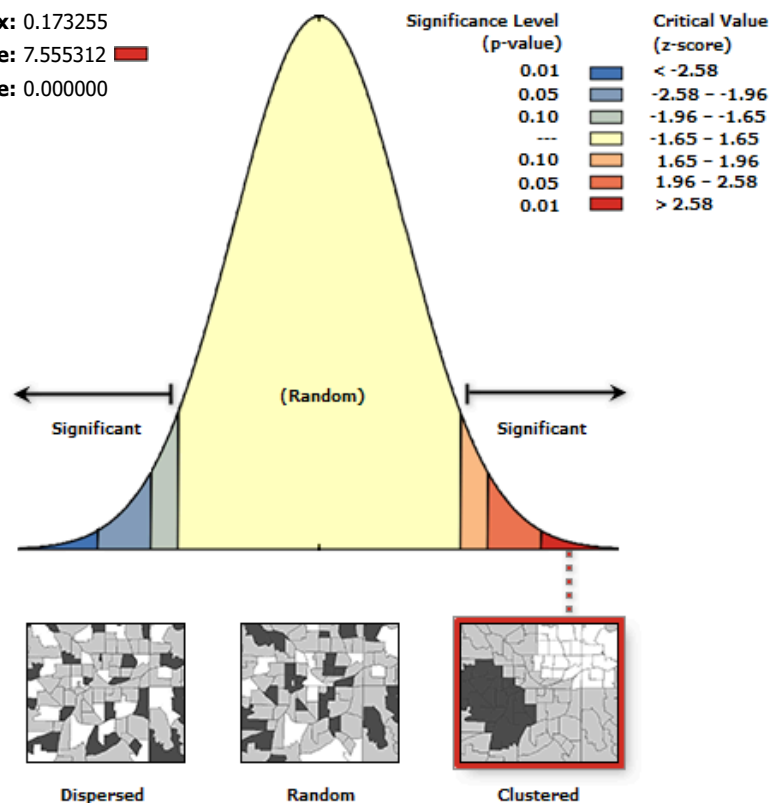
Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.AP
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

Spatial Autocorrelation Report

Moran's Index: 0.173255

z-score: 7.555312

p-value: 0.000000



Given the z-score of 7.55531249073, there is a less than 1% likelihood that this clustered pattern could be the result of random chance.

Global Moran's I Summary

Moran's Index:	0.173255
Expected Index:	-0.001859
Variance:	0.000537
z-score:	7.555312
p-value:	0.000000

Dataset Information

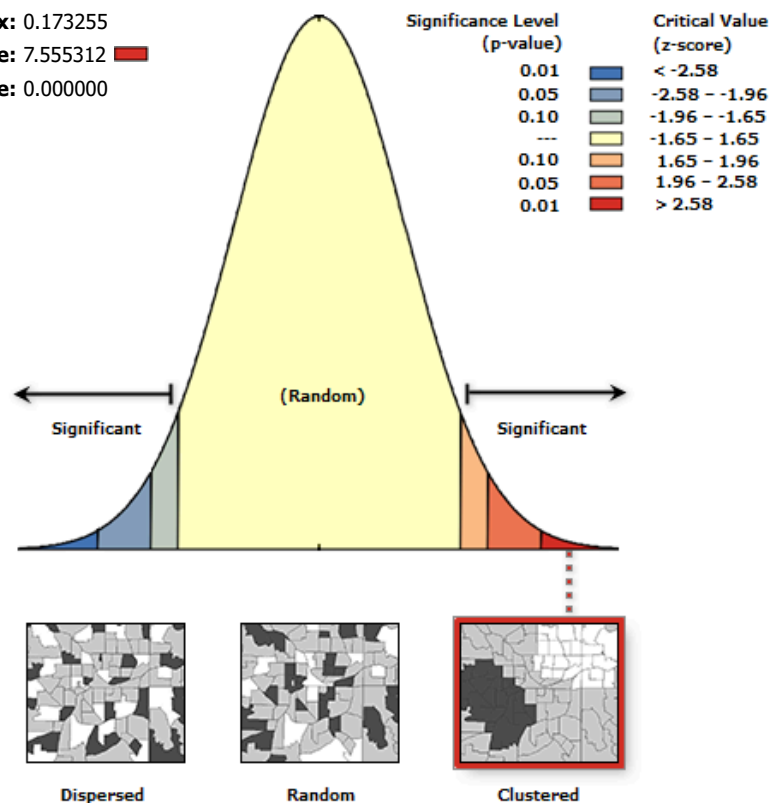
Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.RPI
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

Spatial Autocorrelation Report

Moran's Index: 0.173255

z-score: 7.555312

p-value: 0.000000



Given the z-score of 7.55531249073, there is a less than 1% likelihood that this clustered pattern could be the result of random chance.

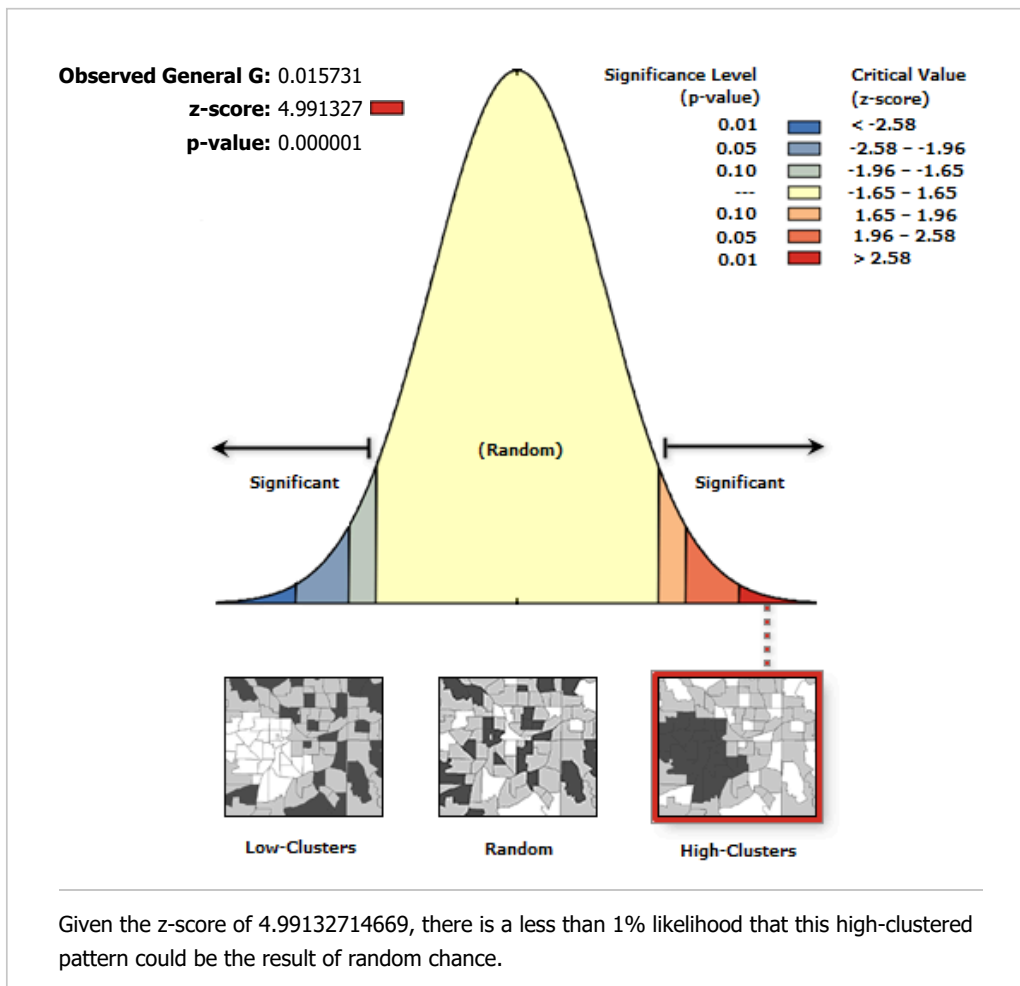
Global Moran's I Summary

Moran's Index:	0.173255
Expected Index:	-0.001859
Variance:	0.000537
z-score:	7.555312
p-value:	0.000000

Dataset Information

Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.VALUE
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

High-Low Clustering Report



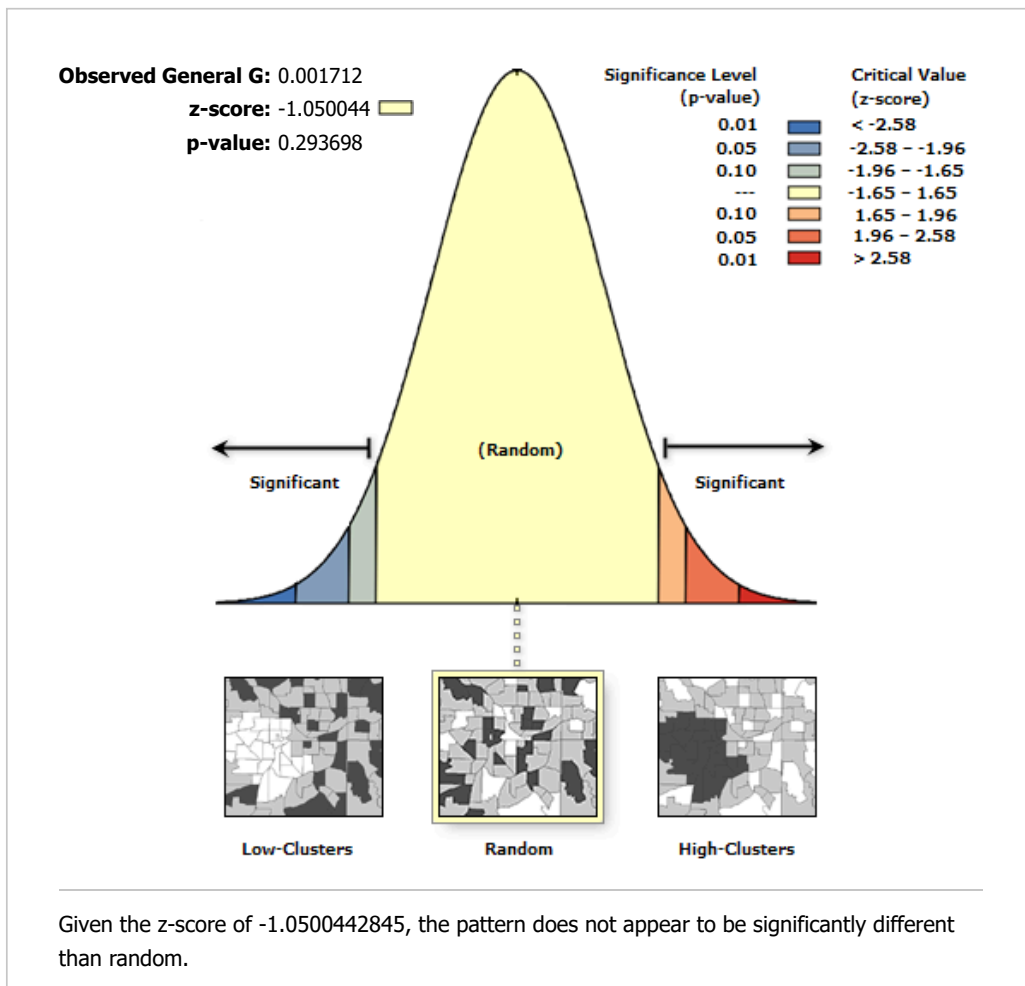
General G Summary

Observed General G:	0.015731
Expected General G:	0.001859
Variance:	0.000008
z-score:	4.991327
p-value:	0.000001

Dataset Information

Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.AII
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

High-Low Clustering Report



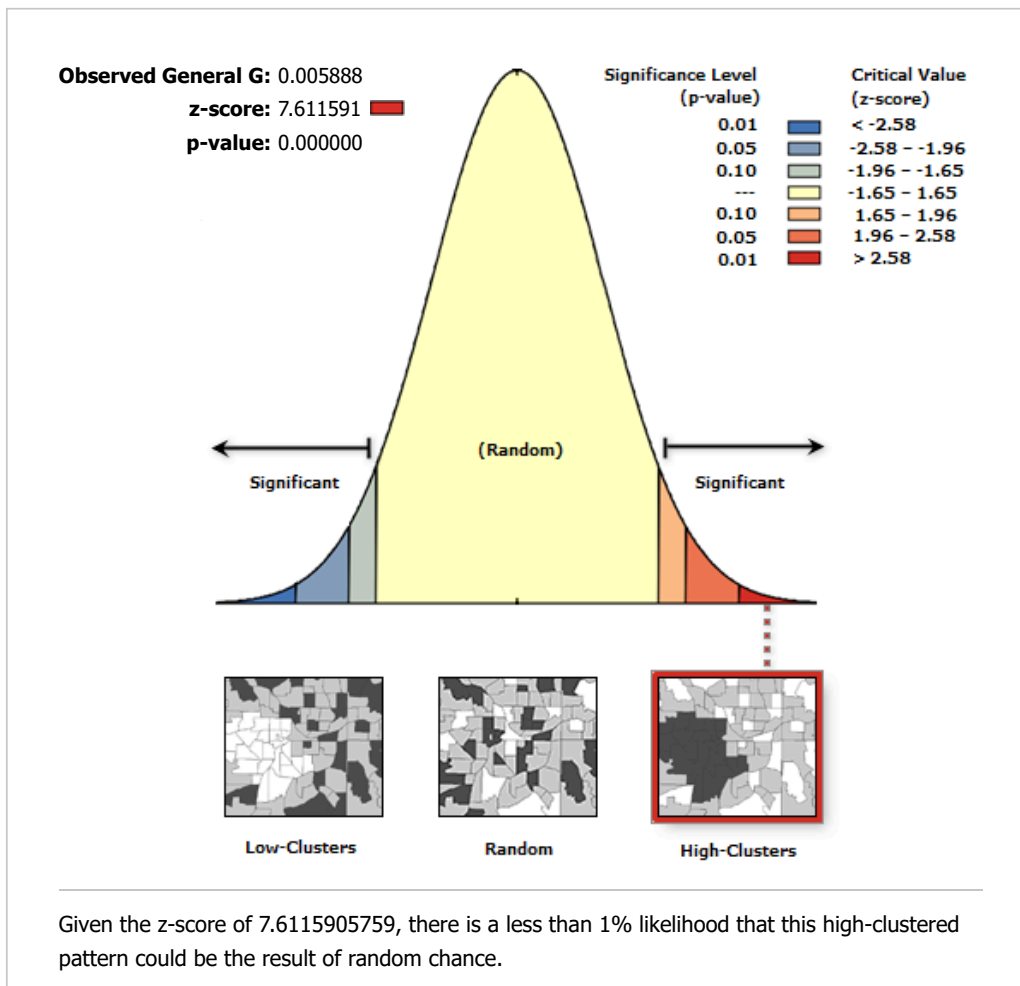
General G Summary

Observed General G:	0.001712
Expected General G:	0.001859
Variance:	0.000000
z-score:	-1.050044
p-value:	0.293698

Dataset Information

Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.AP
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

High-Low Clustering Report



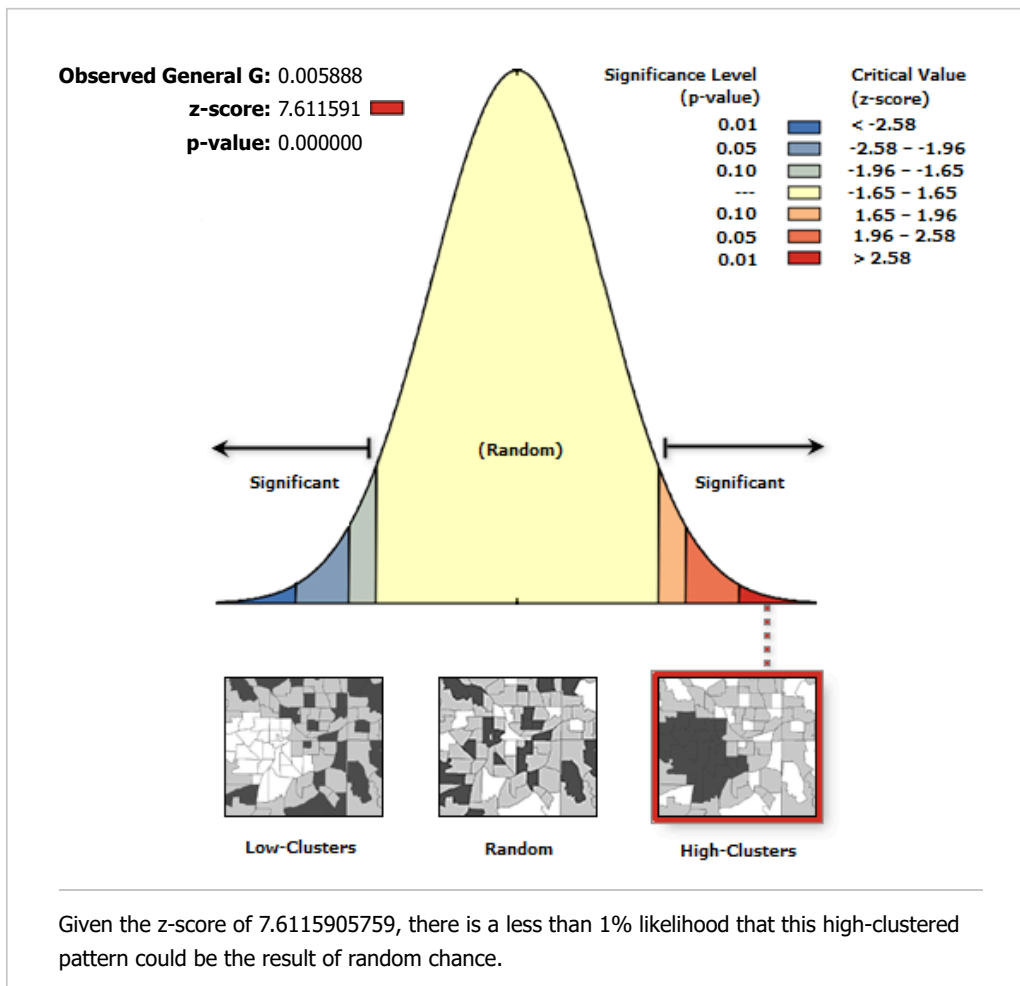
General G Summary

Observed General G:	0.005888
Expected General G:	0.001859
Variance:	0.000000
z-score:	7.611591
p-value:	0.000000

Dataset Information

Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.RPI
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False

High-Low Clustering Report



General G Summary

Observed General G:	0.005888
Expected General G:	0.001859
Variance:	0.000000
z-score:	7.611591
p-value:	0.000000

Dataset Information

Input Feature Class:	BR_Microrregioes_2021
Input Field:	MICROREGION_MAPS.VALUE
Conceptualization:	CONTIGUITY_EDGES_CORNERS
Distance Method:	EUCLIDEAN
Row Standardization:	True
Distance Threshold:	None
Weights Matrix File:	None
Selection Set:	False