

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PAMPA

VALINHO ANTÓNIO

**AVALIAÇÃO DA DINÂMICA ESPAÇO-TEMPORAL DAS PRODUÇÕES BOVINA E
SOJÍCOLA NA REGIÃO SUL DO BRASIL**

BAGÉ

2021

VALINHO ANTÓNIO

AVALIAÇÃO DA DINÂMICA ESPAÇO-TEMPORAL DAS PRODUÇÕES BOVINA E
SOJÍCOLA NA REGIÃO SUL DO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Computação Aplicada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Computação Aplicada..

Orientador: Alexandro Gularte Schäfer

Coorientador: Vinícius do Nascimento Lampert

BAGÉ

2021

Ficha catalográfica elaborada automaticamente com os dados fornecidos
pelo(a) autor(a) através do Módulo de Biblioteca do
Sistema GURI (Gestão Unificada de Recursos Institucionais) .

F184i(Por Ant3nio, Valinho
alterar) AVALIAÇÃO DA DINÂMICA ESPAÇO-TEMPORAL DAS PRODUÇÕES BO-
VINA E SOJÍCOLA NA REGIÃO SUL DO BRASIL / Valinho Ant3nio. - Bagé,
2021-
78p.

Dissertação - - Universidade Federal do Pampa, , 2021.

"Orientação: Alexandro Gularte Schäfer"

1. Produção bovina. 2. Produção de soja. 3. Autocorrelação espacial. 4.
Análise exploratória de dados. 5. Espacialização I. Título.

VALINHO ANTÔNIO

AVALIAÇÃO DA DINÂMICA ESPAÇO-TEMPORAL DAS PRODUÇÕES BOVINA E SOJÍCOLA NA REGIÃO SUL DO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Computação Aplicada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Computação Aplicada.

Dissertação defendida e aprovada em: 25 de fevereiro de 2021.

Banca examinadora:

Prof.Dr. Alexandro Gularte Schafer

Orientador
(Unipampa)

Prof. Dr. Érico Marcelo Hoff do Amaral

(Unipampa)

Prof. Dr. Concepta Margaret McManus

(UnB/CAPES)

Prof. Dr. Octávio Costa de Oliveira
(IBGE)



Assinado eletronicamente por **ALEXANDRO GULARTE SCHAFFER, PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR**, em 10/07/2023, às 19:45, conforme horário oficial de Brasília, de acordo com as normativas legais aplicáveis.



Assinado eletronicamente por **Concepta Margaret McManus Pimentel, Usuário Externo**, em 11/07/2023, às 17:15, conforme horário oficial de Brasília, de acordo com as normativas legais aplicáveis.



Assinado eletronicamente por **Octávio Costa de Oliveira, Usuário Externo**, em 11/07/2023, às 18:13, conforme horário oficial de Brasília, de acordo com as normativas legais aplicáveis.



Assinado eletronicamente por **ERICO MARCELO HOFF DO AMARAL, PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR**, em 11/07/2023, às 20:27, conforme horário oficial de Brasília, de acordo com as normativas legais aplicáveis.



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.unipampa.edu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **1174251** e o código CRC **9130B1FB**.

Dedico este trabalho à minha mãe
Joana Gustavo, mulher lutadora,
minha heroína, que desde pequeno
investiu sua energia e atenção
para que fosse o que sou.

AGRADECIMENTOS

Aos meus estimados orientadores, Alexandro Gularte Schãfer e Vinícius do Nascimento Lampert, por terem sabiamente me guiado em busca do problema no seio da sociedade e a propôr solução.

Aos Professores do Programa, em especial ao Prof. Sandro da Silva Camargo, que foi um dos atores para a minha vinda ao Brasil para conhecer o Povo Gaucho e ter contacto com excelentes pesquisadores que me servirão de exemplo. Na mesma senda, deixo os meus sinceros agradecimentos aos meus amigos e colegas, Ricardo Robaina e Ezequiel Vidal, pelo apoio sócio-acadêmico e pela convivência saudável e calorosa durante a jornada mestral.

À Banca Examinadora pela predisposição e tempo dedicado na avaliação e aprimoramento deste trabalho.

Ao Grupo Coimbra de Universidades Brasileiras que, por meio do Programa de Formação de Professores de Educação Superior de Países Africanos (ProAfri), me concedeu respaldo financeiro para fazer o Programa de Pós-Graduação em Computação Aplicada (PPGCAP).

*“Se não sabe dimensionar o que produz,
decerto, não saberá alimentar
devidamente as suas necessidades.”
(Desconhecido)*

RESUMO

As pesquisas sobre análise da dinâmica espaço-temporal da produção agropecuária possibilitam direcionar ações de transferência de tecnologia e estabelecer cenários de evolução territorial da agropecuária, beneficiando produtores, órgãos públicos e empresas privadas do setor agropecuário. Todavia, há escassez de estudos sobre esta temática na Região Sul do Brasil, sobretudo no âmbito municipal, levando a questões ainda não respondidas como a produção bovina e a sojicultura seguem padrões espaciais que refletem a aptidão regional ou local no Sul do Brasil? (2) se há ocorrência de padrões espaciais, eles variam ao longo do tempo? (3) quais são as regiões sulinas que concentram municípios com altos e baixos crescimentos do efetivo de bovinos e da produção de soja? (4) os pontos de equilíbrios das produções bovina e sojícola mudaram ao longo do tempo no Sul do Brasil? (5) a soja aparenta ocupar áreas que eram destinadas para a produção bovina? Diante disso, analisou-se sobre a dinâmica da produção bovina e sojícola em municípios da Região Sul do Brasil, num período de vinte anos (1998-2017). Para tanto, foi necessário coletar dados sobre o efetivo de bovinos e produção de soja nos municípios dessa região da Produção Pecuária Municipal e da Produção Agrícola Municipal (respectivamente) usando *API* do SIDRA-IBGE, e descrever a dinâmica espaço-temporal da produção agropecuária das culturas supracitadas através de técnicas de análise exploratória de dados espaciais e não espaciais. Realizou-se, então, uma pesquisa aplicada, exploratória, quantitativa, com procedimentos bibliográficos e documentais. Portanto, foi possível identificar que as produções bovina e sojícola seguiam padrões espaciais que refletiam aptidão regional, variando ligeiramente ao longo do tempo. Foi possível igualmente identificar as regiões sulinas que concentravam municípios com alto e baixos crescimentos das produções bovina e sojícola, além da identificação dos deslocamentos dessas produções. Ademais, foi possível identificar as regiões que concentravam municípios que sugeriam troca entre a bovinocultura e a sojicultura. Deste modo, os resultados desse manuscrito se revestem de grande importância para subsidiar reflexões sobre o estabelecimento e/ou a expansão da bovinocultura e sojicultura, além da possibilidade de dar suporte à projeções para os próximos anos, que visarão adicionar calorias e proteínas ao mundo, além de melhorar as condições econômicas e segurança alimentar na região e contribuir em um possível ajuste ou alteração nos trabalhos de defesa sanitária.

Palavras-chaves: Produção bovina. Produção de soja. Autocorrelação espacial. Análise exploratória de dados. Espacialização

ABSTRACT

The researches on the analysis of the spatio-temporal dynamics of agricultural production makes it possible to direct technology transfer actions and establish scenarios for the territorial evolution of agriculture, benefiting producers, public agencies and private companies in the agricultural sector. However, there is a scarcity of studies on this topic in the Southern Region of Brazil, mainly at the county level, leading to unanswered questions such as do cattle herd and soybean production follow spatial patterns that reflect regional or local aptitude in Southern Brazil? (2) if spatial patterns occur, do they vary over time? (3) which are the southern regions that concentrate municipalities with high and low growth of cattle and soy production? (4) have the equilibrium points in beef and soybean production changed over time in southern Brazil? (5) does soybean production appear to occupy areas that were intended for cattle production? Thus, in this work was analyzed about the dynamics of cattle and soybean production in municipalities in the South Region of Brazil, over a period of twenty years (1998-2017). For that, it was necessary to collect data on the number of cattle and soybean production in the municipalities of this region of Municipal Livestock Production and Municipal Agricultural Production (respectively) using SIDRA-IBGE API, and describe the spatio-temporal dynamics of agricultural production in the cultures mentioned above through exploratory analysis of spatial and non-spatial data. Then, an applied, exploratory, quantitative research was carried out, with bibliographic and documentary procedures. Therefore, it was possible to identify that cattle and soybean production followed spatial patterns that reflected regional aptitude, varying slightly over time. It was also possible to identify the southern regions that concentrated municipalities with high and low growth in cattle and soybean production, in addition to identifying the displacement of these products. Furthermore, it was possible to identify the regions that concentrated municipalities that suggested an exchange between cattle and soybean. Thus, the results of this manuscript are of great importance to support information and reflections on the establishment and / or expansion of cattle and soybean production, in addition to the possibility of supporting projections for the coming years, which will aim to add calories and proteins to the world, in addition to improving economic conditions and food security in the region and contributing to a possible adjustment or change in the work of health defense.

Key-words: Cattle production. Soybean production. Spatial autocorrelation. Exploratory data analysis. Spatialization.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – Região Sul do Brasil.	26
FIGURA 2 – Fluxograma referente a coleta e processamento de dados.	28
FIGURA 3 – Organização de dados.	35
FIGURA 4 – Distribuição de frequência do efetivo de bovinos por município na Região Sul do Brasil.	38
FIGURA 5 – Efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017.	39
FIGURA 6 – Coeficiente de variação do efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017.	40
FIGURA 7 – Totais do efetivo de bovinos de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.	41
FIGURA 8 – Médias do efetivo de bovinos de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.	42
FIGURA 9 – Coeficiente de variação do efetivo de bovinos por mesorregião de 1998 a 2017	43
FIGURA 10 – Top 10 do efetivo de bovinos no sul do Brasil.	44
FIGURA 11 – Agrupamentos espaciais do efetivo de bovinos na região Sul do Brasil	45
FIGURA 12 – Crescimento do efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017	47
FIGURA 13 – Deslocamento do efetivo de bovinos no sul do Brasil	49
FIGURA 14 – Distribuição da produção de soja na Região Sul do Brasil.	50
FIGURA 15 – Série temporal da produção de soja de 1998 a 2017 no sul do Brasil.	51
FIGURA 16 – Coeficientes de variação da AR, ARP, QP e da produtividade no sul do Brasil de 1998 a 2017.	52
FIGURA 17 – Série temporal das quantidades produzidas de soja de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.	53
FIGURA 18 – Série temporal das áreas relativas plantadas de soja de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.	54
FIGURA 19 – Série temporal das diferenças de quantidade produzida de soja entre municípios sulinos de 1998 a 2017 por mesorregião.	55
FIGURA 20 – Top 10 da produção de soja no sul do Brasil.	56
FIGURA 21 – Top 10 da área plantada de soja no sul do Brasil.	57
FIGURA 22 – Top 10 da produtividade de soja no sul do Brasil.	58
FIGURA 23 – Agrupamentos espaciais da produção de soja no sul do Brasil	59
FIGURA 24 – Agrupamentos espaciais da área relativa plantada de soja no sul do Brasil	61
FIGURA 25 – Crescimento da produção de soja no sul do Brasil de 1998 a 2017	62

FIGURA 26 – Crescimento da área relativa plantada de soja no sul do Brasil de 1998 a 2017	63
FIGURA 27 – Baricentros da produção de soja no sul do Brasil	64
FIGURA 28 – Correlação entre efetivo de bovinos e quantidade produzida de soja de 1998 a 2017	65
FIGURA 29 – Correlação entre efetivo de bovinos e área plantada de soja de 1998 a 2017	66

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Autocorrelação espacial global do efetivo de bovinos no Sul do Brasil de 1998 a 2017.	43
TABELA 2 – Número de municípios com agrupamento alto-alto do efetivo de bovinos por mesorregião e período.	45
TABELA 3 – Número de municípios com agrupamento baixo-baixo do efetivo de bovinos por mesorregião e período.	46
TABELA 4 – Autocorrelação espacial global da produção de soja de 1998 a 2017.	57
TABELA 5 – Autocorrelação espacial global da área relativa plantada de soja de 1998 a 2017.	58
TABELA 6 – Número de municípios com agrupamento alto-alto da produção de soja por mesorregião e período.	60
TABELA 7 – Número de municípios com agrupamento baixo-baixo da produção de soja por mesorregião e período.	60

LISTA DE ABREVIATURAS E DE SIGLAS

ABIEC Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne

AED Análise Exploratória de Dados

AEDE Análise Exploratória de Dados Espaciais

AP Área plantada

API Application Program Interface

ARP Área relativa plantada

CONAB Companhia Nacional de Abastecimento

EPSG European Petroleum Survey Group

Embrapa Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

IBGE Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

INMET Instituto Nacional de Meteorologia

ISO International Standard Organization

NASS National Agriculture Statistics Service

P&D Pesquisa e Desenvolvimento

PAM Produção Agrícola Municipal

PNC Planície do Norte da China

PPM Produção Pecuária Municipal

PR Paraná

QP Quantidade produzida

RM Rendimento médio

RS Rio Grande do Sul

SC Santa Catarina

SIDRA Sistema IBGE de Recuperação Automática

SIG Sistema de Informação Geográfica

SNA Sociedade Nacional da Agricultura

SPOG Secretaria de Planejamento, Orçamento e Gestão

TCR Taxa de Crescimento Relativo

UFMG Universidade Federal de Minas Gerais

USDA United State Departament of Agriculture

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
1.1	OBJETIVOS	17
1.2	ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO	17
2	REVISÃO DE LITERATURA	18
2.0.1	Estudos no âmbito nacional	18
2.0.2	Estudos no âmbito regional e estadual	20
3	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	25
3.1	ÁREA DE ESTUDO	25
3.2	PROCEDIMENTOS E MATERIAIS PARA COLETA DE DADOS	25
3.3	PROCEDIMENTOS E MATERIAIS PARA ANÁLISE DOS DADOS	27
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	38
4.1	EFETIVO DE BOVINOS	38
4.2	SOJA	50
4.3	CORRELAÇÃO ENTRE PRODUÇÃO BOVINA E SOJÍCOLA	64
5	CONCLUSÕES	69
	REFERÊNCIAS	71

1 INTRODUÇÃO

Na última década tem se observado uma crescente demanda por carne bovina devido ao crescimento populacional por parte da população de países em desenvolvimento (KAMILARES; KARTAKOULLIS; PRENAFETA-BOLDÚ, 2017), e isso tem demandando o aumento da produção e produtividade (MCALPINE *et al.*, 2009; MCMA-NUS *et al.*, 2016). O Brasil oferece recursos e tem grande potencial para contribuir e ter um lugar de destaque na mitigação da demanda por essa *commodity*, pois possui o maior rebanho comercial do mundo e é o maior exportador de carne bovina, e em termos de produção é o segundo maior, atrás apenas dos Estados Unidos (USDA, 2020). Apenas no período de 1998 a 2017, o efetivo de bovinos brasileiro cresceu cerca de 31,78%, parte significativa deve-se a expansão do Norte e Centro-Oeste que tiveram os maiores crescimentos, 129,91% e 31,43%, respectivamente (IBGE, 2020i). Em 1998, a Região Sul do Brasil contribuiu cerca de 16,30% da produção total nacional, de aproximadamente 163 milhões de cabeças bovinas, atrás de Centro-Oeste (34,57%) e Sudeste (22,72%) (IBGE, 2020i). Porém, em 2017, o Sul do Brasil, registrou uma queda drástica na contribuição, pois foi a segunda região com menor crescimento no período de 1998 a 2017 (1,6%), a frente apenas do Sudeste (1,29%), e ocupou a última posição com 12,57% na contribuição do total nacional do efetivo de bovinos (IBGE, 2020i).

Essa queda da produção do efetivo de bovinos da Região Sul do Brasil é um fenômeno preocupante e motivo de se buscar um entendimento, pois pode afetar a produção bovina, minando, assim, o Brasil a ocupar um lugar de destaque na redução da procura por carne bovina. Ademais, a bovinocultura é uma das principais atividades econômicas e atividade tradicional da Região Sul (OLIVEIRA, 2015; OLIVEIRA *et al.*, 2017), além de ser um fator chave mantenedor das propriedades ecológicas e fisionômicas dos biomas Mata Atlântica e Pampa (OLIVEIRA, 2015; OLIVEIRA *et al.*, 2017), já que o crescimento da produção vegetal tem sido associado à degradação generalizada dos ecossistemas brasileiros (MARANHÃO *et al.*, 2019), principalmente a soja e cana-de-açúcar (CANTO *et al.*, 2010; RUDORFF *et al.*, 2010). A soja tem sido apontada como o principal *drive* da alteração do efetivo de bovinos, visto que dentre os diferentes tipos de lavouras do Brasil, segundo dados de 2016/2017 do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento citados por Pellenz e outros (VIDA PELLEZ; ALMEIDA; FREITAS, 2019), a produção de soja representou 33% do total, estas em sua maioria localizadas nas regiões Sul e Centro-Oeste, além de ocupar parte significativa das áreas de cultivo (MARANHÃO, 2015). Isso se deve porque a soja, atualmente, é uma atividade agrícola com maior destaque no mercado mundial, pois tem sido um dos

grãos mais consumido e, conseqüentemente, mais cultivado, além de ser a principal e importante oleaginosa produzida anualmente no planeta terra (SILVA; LIMA; BATISTA, 2011; HIRAKURI; LAZZAROTTO, 2014; LANDAU *et al.*, 2018). Na safra 2018/2019 o mundo produziu 362,075 milhões de toneladas. Desse número, o Brasil teve 114,843 milhões de toneladas, atrás apenas dos Estados Unidos, maior produtor mundial, com 123,664 milhões de toneladas (EMBRAPA SOJA, 2020). Assim, esses dois países foram responsáveis por 65,87% da produção mundial. Além disso, o Brasil tem sido o maior exportador mundial de soja em grãos. Em 2018 foi responsável por 56% de todas exportações mundiais, seguido por Estados Unidos com 29% (SNA, 2020). Em 2016 e 2017 as participações da soja na exportação total brasileira foram de 10,43% e 11,81%, respectivamente (VIDA PELLEZZI; ALMEIDA; FREITAS, 2019). Portanto, a soja é a principal *commodity* do agronegócio brasileiro (DALL'AGNOL *et al.*, 2007; HIRAKURI, 2013), ou seja, é um dos produtos importantes na pauta de exportação, porém tem implicado com a produção bovina nas regiões onde é cultivada, além dos problemas acima elencados.

Percebe-se, assim, que essas duas atividades agropecuárias desempenham um grande papel para o crescimento da economia regional e nacional, além da disputa de espaço emanadas delas para a sua prática. Desse modo, para entender melhor o possível cenário de disputa de espaço é indispensável que as variações espaciais e temporais das produções bovina e sojícola sejam analisadas (DOBROVOLSKI *et al.*, 2011). Além do mais, os resultados deste tipo de estudo fundamentam as tomadas de decisão do agronegócio, pois as movimentações dos sistemas de produção de alimentos têm grande implicações sobre a região para onde se deslocam porque demandam adequação de infraestrutura (matadouros, transporte, energia e indústria de insumos), comercialização e venda, assistência técnica e programas de crédito, além de atividades de pesquisa e desenvolvimento (P&D) que sustentam sua intensificação e acompanhamento dos seus impactos ambientais e socioeconômicos (MCMANUS *et al.*, 2016; BOWMAN *et al.*, 2012). As atividades de P&D, assistência técnica e políticas de crédito também são demandadas nas regiões onde são registradas pacatas produções, pois essas atividades incentivam o uso de novas tecnologias que aprimoram os sistemas produtivos. Ridoutt *et al.* (2014) ressaltam, portanto, que a análise e monitoramento da distribuição geográfica da produção de alimentos é uma preocupação constante para elaboração e implementação de políticas públicas porque, segundo Mello, Garagorry e Filho (2007), os seus resultados se revestem de grande importância para subsidiar informações e reflexões sobre o estabelecimento e ou a expansão das atividades agropecuárias, além da possibilidade de prover suporte à projeções para os anos subsequentes.

Embora esse tipo de estudo tenha as vantagens descritas imediatamente acima, há, entretanto, escassez de produções e publicações científicas sobre a dinâmica

espacial e temporal da produção agropecuária na Região Sul do Brasil.

Nesse contexto, o presente estudo propõe os objetivos a seguir.

1.1 OBJETIVOS

O objetivo geral deste trabalho é de analisar a variação espaço-temporal das produções bovina e de soja em municípios da Região Sul, a partir de dados de 1998 até 2017 registrados no Sistema IBGE de Recuperação Automática, concretamente na Produção Agrícola Municipal e na Produção Pecuária Municipal, aplicando métodos da análise exploratória de dados espaciais e não espaciais.

Para o alcance desse objetivo geral, foram necessários os objetivos específicos a seguir:

- I. Descrever padrões espaciais e temporais das produções bovina e sojícola com vista a observar se refletem à aptidão regional ou local;
- II. Identificar regiões que agrupam municípios com aumento e redução das produções bovina e sojícola;
- III. Identificar os deslocamentos das produções bovina e sojícola;
- IV. Identificar possível efeito de substituição entre a bovinocultura e a sojicultura.

1.2 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO

O restante deste manuscrito está organizado da seguinte maneira: no capítulo dois é apresentado um referencial teórico dos conceitos presentes neste estudo; no capítulo três é abordada a metodologia adotada para o alcance dos objetivos desta dissertação; no capítulo quatro são apresentados e discutidos os resultados obtidos mediante aplicação da metodologia escolhida; e, por último, no capítulo cinco são expostas as conclusões e perspectivas de trabalhos futuros.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Tem um número significativo de trabalhos empíricos que documenta a existência da variabilidade espacial e temporal da produção agropecuária no Brasil. Assim, nesse capítulo, são abordados estudos importantes para o entendimento do que tem sido estudado a respeito da análise da variação espacial e temporal da produção de produtos agropecuários aplicando técnicas de análise exploratória de dados espaciais e não espaciais, além para identificação de lacunas e ou ajuste de escopo da pesquisa.

2.0.1 Estudos no âmbito nacional

Perobelli *et al.* (2007), ao estudarem sobre análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro no período de 1991 a 2003, utilizaram índices global e local de Moran. Os autores reportaram que havia pouca compreensão da estrutura espacial do setor agrícola brasileiro no que tange a produtividade. Na mesma senda, Lazzarotto, Garagorry e Hirakuri (2010) citaram que pouco havia se explorado sobre análise sistemática de movimentos de culturas e atividades agropecuárias quando estudaram sobre a dinâmica espacial da produção brasileira de soja no período de 1975 a 2003. Esses autores aplicaram índices de dominância estocástica, Theil e Gini. Adicionalmente aplicaram medidas de distância de transvariação e Cantor, além da aplicação do método de baricentro. Wander *et al.* (2013) apontaram o mesmo problema e estudaram sobre concentração espacial e dinâmica da produção de arroz no Brasil, de 1975 a 2005, aplicando os índices de dominância estocástica e Gini, distâncias de Cantor e L1 padronizada, e método de baricentro. Enquanto Hermuche *et al.* (2013) observaram que havia dificuldade na consolidação de dados da produção ovina e necessidade de sustentabilidade, daí que realizaram um estudo sobre a dinâmica da produção ovina no Brasil, no período de 1976 a 2010, utilizando mapas temáticos, taxa de crescimento relativo, método de baricentro e análise de *cluster*. Ainda na mesma linhagem, McManus *et al.* (2016) e Maranhão *et al.* (2019), ao observarem que a expansão das fronteiras agropecuárias causam mudanças substâncias no uso e cobertura da terra fizeram estudos com relação a dinâmica da produção de gado no Brasil (1977-2011) e dinâmica espaço-temporal da produção de soja e gado no Brasil (1991-2015), respetivamente. Os autores McManus *et al.* (2016) aplicaram os mesmos métodos aplicados por Hermuche *et al.* (2013). Enquanto Maranhão *et al.* (2019) aplicaram mapas temáticos, taxa de crescimento relativo, método de baricentro e Correlação de Pearson.

No atinente aos resultados para a produção agrícola, Perobelli *et al.* (2007) desvendaram que a produtividade agrícola é maior nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste

e Litoral nordestino por causa do avanço tecnológico, pesquisa e inovação agrícola. Perceberam igualmente que microrregiões que apresentam elevada e baixa produtividade média são circundadas por outras microrregiões ostentando elevada e baixa produtividade, respectivamente. Lazzarotto, Garagorry e Hirakuri (2010) perceberam que, nas últimas décadas, a soja passou a ser cultivada de maneira significativa em todas regiões brasileiras, assim como registraram grandes mudanças em termos de concentração e localização espacial na produção dessa *commodity*, além da redução na velocidade de deslocamento do cultivo da oleaginosa registrada através da aplicação de centros de gravidade. Adicionalmente, Maranhão *et al.* (2019) notaram que as regiões Sul, Centro-Oeste e Matopiba tinham altas taxas de crescimento e aceleração da produção de soja no período de 1991 a 2015, além da observação de que a sojicultura, no mesmo período, substituiu em muitas áreas a pecuária na Região do Cerrado e, conseqüentemente, a pecuária migrou para a floresta amazônica. Enquanto Wander *et al.* (2013) notaram que algumas regiões que eram importantes no passado em termos da produção de arroz hoje já não são mais, as que produziam menos passaram a produzir mais, e outras que já produziam mais continuam assim nos dias atuais. Ainda os mesmos autores, perceberam que a concentração espacial da quantidade produzida do arroz, no período de 1975 a 2005, foi aumentando em todos níveis estudados, porém no nível regional ela foi menor que no nível estadual, e neste foi menor que no nível de microrregião. Segundo os autores, em 2005, quatro microrregiões foram suficientes para reunir 25% da quantidade produzida do arroz, 13 para reunir 50% e 34% perfizeram 75%, e a produção do arroz tende a deslocar-se para o sudoeste do país.

No tocante aos resultados para a produção pecuária, Hermuche *et al.* (2013) perceberam que houve grande dinamismo na ovinocultura em todo o território brasileiro, pois os estados sulinos, nas décadas de 70 e 80, reduziram a produção ovina devido principalmente à crise da lã, mas nos últimos anos da análise mostraram um retorno perceptível para o aumento da produção. Por exemplo, os estados do Centro-Oeste e do Norte tiveram taxas de crescimento aumentadas, embora incipientes. Além disso, os autores notaram que os estados nordestinos são vistos como importantes para produção de carne ovina, pois o ponto de equilíbrio desta atividade, que estagnou nos últimos anos, tendia a se mover para a Região Nordeste. Enquanto McManus *et al.* (2016) desvendaram que ponto de equilíbrio da produção bovina se deslocou do centro de Minas Gerais para o norte de Goiás e a aceleração da produção se manteve forte ao longo do período analisado. Ademais, os autores perceberam que as regiões pecuárias "tradicionais", como o Sul e o Sudeste, apresentaram redução nas taxas de crescimento e tamanho do rebanho, e o movimento das produções tendia a ser gradual, com poucas regiões apresentando altas taxas de aceleração e desaceleração. Outrossim, os autores perceberam que a expansão do rebanho

brasileiro se dava por meio da migração. Assim, caso a produção bovina não encontre respaldo geoeconômico irá estagnar ou sofrer ligeira diminuição (MCMANUS *et al.*, 2016). Adicionalmente, Maranhão *et al.* (2019) destacaram que o ponto de equilíbrio da bovinocultura, no período de 1990 a 2015, de maneira genérica, tendia a se mover continuamente do sudoeste para noroeste do País. Além disso, os autores notaram que, em 1990, os quatro maiores produtores dessa *commodity* eram Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Goiás e Rio Grande do Sul, concentrando assim a produção nas regiões Centro e Sul do País. Enquanto, em 2015, os autores observaram que essa configuração mudou, e os estados do Norte, como Pará e Rondônia começaram a figurar entre os 10 maiores produtores da bovinocultura.

2.0.2 Estudos no âmbito regional e estadual

Araújo *et al.* (2019) estudaram sobre dinâmica espaço-temporal da cultura da soja na Região de Matopiba, no período de 1990 a 2015, quando se aperceberam que havia necessidade de compreensão das variações espaciais e temporais das culturas produzidas nessa região para que o decreto federal *n*º 8.447, que estabelece um plano de desenvolvimento agrícola para a Região com o objetivo de promover e coordenar políticas públicas para o desenvolvimento econômico e sustentável da atividade agropecuária, tenha sucesso na sua implementação de modo a melhorar a qualidade de vida da população local, assim como para o crescimento econômico do País. Desta forma, os autores aplicaram índices global e local de Moran, e desvendaram que a produção de soja no Matopiba não ocorre de maneira aleatória, pois acharam conglomerados significativos no início da série histórica em municípios do oeste da Bahia, que influenciou a expansão da soja do sul para norte. Ademais, os autores notaram igualmente que as áreas de alta produção estão concentradas em dois blocos auto correlacionados: um no oeste da Bahia e outro na região central do Matopiba. Enquanto, a produtividade teve uma tendência de queda ao final da série histórica.

Um estudo similar foi realizado na região do Cerrado por Santana *et al.* (2020) quando entenderam que havia pouca compreensão sobre as principais mudanças ocorridas no perfil agropecuário e socioeconômico do Cerrado no período entre 1975 e 2015. Os autores aplicaram medidas de tendência central e de dispersão, índice de Gini, distância de Cantor, Correlação de Spearman e taxa de crescimento relativo. Como resultados do artigo, os autores destacaram: (1) a agricultura do Cerrado teve uma acentuada dinâmica produtiva espacial e temporal; (2) o valor total da produção das culturas anuais e perenes aumentou cerca de 196%; (3) A soja, algodão, cana-de-açúcar, sorgo, café, arroz de sequeiro, entre outras culturas, deslocaram-se espacialmente no Bioma, mudando significativamente a geografia da produção; (4) o efetivo de bovinos reduziu sua presença, especialmente a partir de 1990, passando a se deslocar para o Norte do País; por último, (5) avicultura e suinocultura expandiram acentuadamente como

reflexo da maior disponibilidade local do milho e do farelo da soja, que são insumos básicos para esses segmentos produtivos. Portanto, segundo os autores, o Cerrado traz uma evidência do que pode ser alcançado pelo uso de tecnologias, pela execução de políticas públicas, pelo empreendedorismo dos produtores e pela influência dos mercados.

Enquanto Seffrin (2017) aplicou métodos de análise exploratória de dados espaciais de área em dados de produtividade de milho em municípios do estado do Paraná, nas safras de 2011/2012 a 2013/2014, quando quis demonstrar aplicabilidade dos mesmos para obtenção de respostas não alcançadas por meio de métodos convencionais de análise, dos quais podem ser utilizados para determinar políticas públicas ou incentivos agrícolas. O autor desvendou que em todo estado do Paraná (PR) há autocorrelação espacial positiva e significativa da produtividade do milho para o nível de 1%, isto é, municípios vizinhos do estado do PR possuem produtividade de milho parecida. Além disso, o autor identificou conglomerados espaciais do tipo *High-High* em municípios do oeste do PR, indicando que os município dessa região, no período analisado, tinham produtividades maiores que o restante do estado. Enquanto uma parte da Região Norte e o litoral, segundo o autor, apresentaram produtividades menores por isso houve presença de agrupamentos espaciais do tipo *Low-Low*. Outra observação que o autor teve foi de municípios vizinhos com características diferentes (agrupamentos espaciais do tipo *Low-High* e *High-Low*), isto é, municípios com produtividades maiores estavam circundados por outros com produtividades menores, e vice-versa.

Em um raciocínio semelhante, Landau *et al.* (2018) realizaram um estudo sobre dinâmica espaço-temporal das produções de milho, soja e café no estado de Minas Gerais, no período de 1990 a 2016, quando se aperceberam da escassez de estudos atualizados sobre a temática no âmbito municipal. Os autores aplicaram Correlação de Pearson e notaram uma progressiva diminuição da área plantada com milho, porém aumento da produção, evidenciando incrementos em termos de rendimento médio, sobretudo nas mesorregiões do Triângulo Mineiro e Noroeste de Minas. Adicionalmente, os autores desvendaram que a área plantada e a produção da soja tiveram aumentos mais do que o dobro entre 1990 e 2016, além da observação de que as mesorregiões Triângulo Mineiro e Noroeste de Minas obtiveram os maiores aumentos e o rendimento médio da sojicultura tendia a aumentar no período analisado.

Ainda no mesmo estado, Bernardes (2019) fez uma análise espacial da produtividade de café em municípios de Minas Gerais entre 2002 e 2017 quando identificou que havia pouca compreensão dos fatores locacionais da produtividade e a distribuição espacial do café. O autor aplicou mapas temáticos, índices global e local de Moran. Assim, descobriu que a produtividade do café tendia a aumentar no período analisado, e as regiões que detinham pequenas áreas deixaram de produzir e as que tinham gran-

des áreas e produtividade baixa passaram a aumentar a sua produtividade. Além disso, o autor descobriu que, no estado, havia concentração da produtividade, principalmente no período de 2002 a 2009, período em que a autocorrelação da produtividade se mostrou mais expressiva do que no período de 2010 a 2017.

Ao passo que Oliveira (2015), ao saber que as variações espaço-temporais das produções agropecuárias têm grandes implicações sobre a região para onde se deslocam, demandando a adequação de sua infraestrutura, programas de créditos específicos, atividades de pesquisa e desenvolvimento que sustentem sua intensificação, além de que quando esses ambientes de produção são estudados fornecerem bases para uma produção sustentável, realizou um estudo sobre a dinâmica da produção de alimentos no Rio Grande do Sul, utilizando mapas temáticos, taxa de crescimento relativo e Krigagem Ordianária. A autora notou maiores aumentos na quantidade produzida de soja em todas regiões do RS, redução na quantidade produzida de arroz no norte do estado, e uma concentração de produção nas regiões sul e fronteira oeste do RS. Ademais, constatou igualmente que o efetivo de bovinos se manteve estável e com alta concentração na fronteira oeste.

Desse modo, percebe-se, portanto, que estudos dessa natureza são de suma importância para um desenvolvimento sustentável da produção agropecuária, e não somente para o Brasil, sim para todos países. Essa importância global se observa quando trabalhos similares têm sido feitos no exterior por diversos pesquisadores. Por exemplo, Wang, Zhang e Liu (2018) realizaram um estudo sobre mudanças espaciais no aumento da produção de grãos e suas implicações para a segurança alimentar na China usando os métodos de baricentro e índice I de Moran global e local. Os autores concluíram que nos últimos anos a produção de grãos tende a ser vulnerável e instável do que antes, demandando, desse modo, sistemas de proteção de terras, políticas de subsídio de grãos que protegem o agricultor e a melhoria da infraestrutura agrícola. Outrossim, Desta e Coppock (2002) realizaram um estudo sobre a dinâmica da população de gado nas pastagens do sul da Etiópia usando modelos de regressão linear múltipla e concluíram que os resultados do estudo podem ser usados para melhor compreender os atributos funcionais e o potencial de desenvolvimento dos sistemas de produção pastoril.

Adicionalmente, Fan *et al.* (2018) quando se aperceberam que havia lacuna de pesquisa usando um método de baricentro em dados da agricultura chinesa, para desvendar deslocamentos de área de plantio e produções de arroz, milho e trigo, conceberam um estudo sobre análise espaço-temporal dos centroides geográficos para arroz, milho e trigo de 1949 a 2014. Assim sendo, os autores concluíram que os pontos críticos da área de cultivo e produção nem sempre mudaram de forma concordante em uma escala regional maior, já que a amplitude e a taxa de variação do

rendimento de cada safra diferiram entre as diferentes regiões da China. Posto isso, os autores sugeriram que os atores desse setor devem tomar medidas de adaptação relevantes no âmbito regional para prevenir danos à produção naquelas com área crescente, mas produção decrescente. Ademais, Zhang e Lu (2020) conduziram um estudo acerca da análise de agrupamento da produção de soja para compreender sua dinâmica espaço-temporal, na Planície do Norte da China (PNC), entre 1998 e 2015, usando índices *I* de Moran Global e local e método de decomposição de fatores. Os autores concluíram que a produção da soja tinha diminuído drasticamente devido a redução de área plantada, causada principalmente pela diminuição de benefício dos produtores. Além disso, relataram que os resultados do estudo podem ser úteis para que os formuladores de políticas façam o planejamento da produção de soja na PNC, contribuindo para a estratégia nacional de revitalização da produção de soja.

Todavia, a pesquisa anterior da literatura brasileira aponta para um escassez de estudos realizados no âmbito municipal, principalmente para a Região Sul do Brasil, embora sejam níveis responsáveis por implementar os programas definidos em nível federal. Parte significativa dos estudos realizados dão mais ênfase em análises macror-regionais e/ ou unidades federativas do país. Diante disso, tornam-se incompatíveis para subsidiar no desenho e/ou implementação de políticas públicas locais, como Programa Pecuária Moderna (PR), Plano ABC (RS), Agregar Carnes (RS) e Fundo Estadual de Sanidade Animal - Fundesa (SC) porque escondem alguns padrões, que são detectados em estudos de níveis regionais e/ ou estaduais observando o município como objeto de estudo, assemelhando-se ao paradoxo de Simpson (BLYTH, 1972). Ademais, são muito escassos os trabalhos que combinam métodos para análises espaço-temporais, como índice *I* de Moran global e local, mapeamento de taxas de crescimento relativo e baricentros. Assim, não foi encontrado nenhum trabalho que explorasse esses métodos no Sul do Brasil, levando a algumas questões não respondidas: (1) a produção bovina e a sojicultura seguem padrões espaciais que refletem a aptidão regional ou local no Sul do Brasil? (2) se há ocorrência de padrões espaciais, eles variam ao longo do tempo? (3) quais são as regiões sulinas que concentram municípios com altos e baixos crescimentos do efetivo de bovinos e da produção de soja? (4) os pontos de equilíbrios das produções bovina e sojícola mudaram ao longo do tempo no Sul do Brasil? (5) a soja aparenta ocupar áreas que eram destinadas para a produção bovina? As respostas a essas perguntas podem auxiliar na elaboração e/ ou implementação de políticas públicas federais e/ ou locais para o desenvolvimento econômico e sustentável das produções, com vista a melhorar os padrões de vida da população local e o crescimento econômico do Brasil, além da conservação da biodiversidade dos biomas Mata Atlântica e Pampa.

Portanto, para superar essas lacunas, a proposta deste trabalho é de combinar métodos para análise espacial e métodos utilizados para análise temporal e aplicar

em dados das produções bovina e sojícola dos municípios da Região Sul do Brasil. Assim, a seguir é apresentada a metodologia adotada neste manuscrito para alcançar os objetivos delineados.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Neste capítulo é aludida, na seção 3.1, a área de estudo e na seção 3.2, são apresentados os procedimentos e materiais utilizados para a coleta dos dados. Por último, na seção 3.3, são descritos os procedimentos e materiais utilizados para análise exploratória dos dados.

3.1 ÁREA DE ESTUDO

A região Sul do Brasil é composta pelos estados do Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC) e Paraná (PR). A região compreende 1191 municípios contidos os em 23 mesorregiões (Figura 1) e com uma área total de aproximadamente 576.774 km^2 . No que cerne a distribuição dos municípios, o RS contém 497 contidos em 7 mesorregiões (Figura 1, de 1 a 10), SC contém 295 contidos em 6 mesorregiões (Figura 1, de 11 a 16) e PR contém 399 municípios contidos em 10 mesorregiões (Figura 1, de 17 a 23).

Conforme dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2015 do IBGE, a região tem uma população estimada em 29,3 milhões de habitantes e cerca de 14,4% dessa população reside no meio rural (IBGE, 2020f).

3.2 PROCEDIMENTOS E MATERIAIS PARA COLETA DE DADOS

Para este estudo, recorreu-se a base de dados de fontes oficiais abertas, já que esse tipo de estudo, tanto a análise histórica baseada em análises estatísticas clássicas como a análise baseada em técnicas de análises espaciais, utiliza bases de dados estatísticos oficiais abertas (MINGOTI *et al.*, 2014). Assim, dados sobre a produção bovina e sojícola do Sul do Brasil foram coletados da Produção Pecuária Municipal (PPM) e da Produção Agrícola Municipal (PAM), respectivamente, referente ao período de 1998 a 2017 (período com dados consolidados, observando-se a emancipação de municípios), utilizando-se API¹ Rest do banco de dados digital SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática) (IBGE, 2020i,h).

Para a produção bovina, foi coletada a variável efetivo de bovinos expresso em cabeças. Ao passo que para a produção da soja, foram coletadas as variáveis áreas plantada (em hectares) e do município (km^2), quantidade produzida (em toneladas) e rendimento médio (em quilogramas por hectare). A variável área do município disponível no IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (IBGE, 2020b) foi incluída

¹ API é uma interface de programação de aplicativo para um servidor ou navegador da Web que permite extrair dados de uma banco de dados através do protocolo HTTP (SUBRAMANIAN; RAJ, 2019).

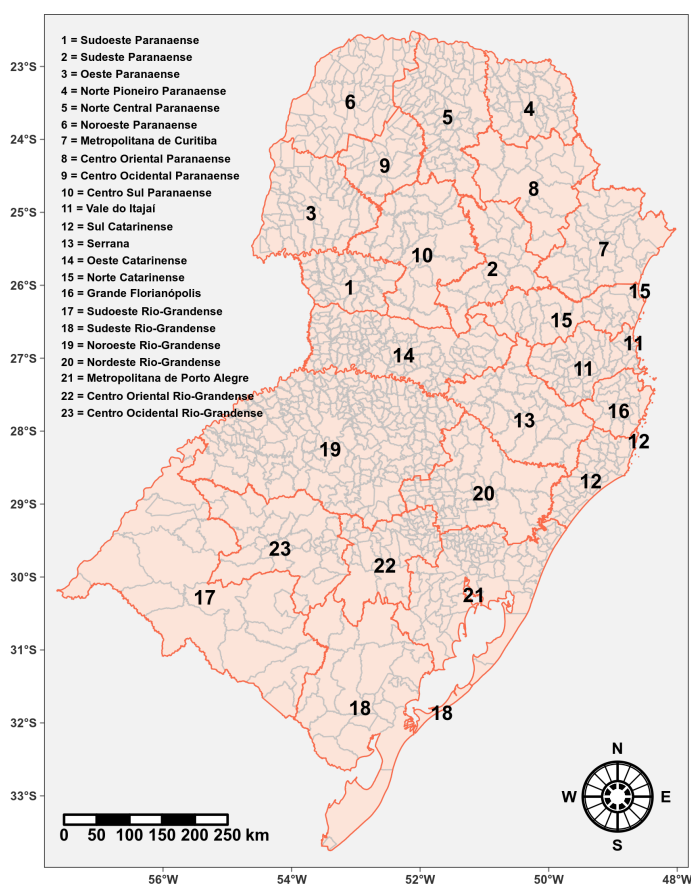


FIGURA 1 – Região Sul do Brasil.

para determinar a proporção de área plantada de cada município. Ademais, foram utilizados dados da base cartográfica (*shapefiles*) dos municípios da área estudada, disponibilizada no Portal de Mapas do IBGE (IBGE, 2020g). Os *shapefiles* estão no sistema de coordenadas geodésicas e *datum* (modelo de terra) SIRGAS 2000 (EPSG:4674), utilizado tanto em terra (*onshore*) quanto em mar (*offshore*) nas Américas do Sul e Central (EPSG, 2020).

Antes da coleta de dados, foi realizada uma modelagem e implementação de banco de dados espaço-temporal, utilizando-se o modelo OMT-G e software OMT-G *design* por proporcionar um método simples de manipular e compreender a modelagem do negócio (DAVIS; BORGES; LAENDER, 2001; UFMG, 2020). A modelagem foi implementada utilizando o Sistema de Gerenciamento de Banco de Dados PostgreSQL 11.0, certamente a extensão espacial PostGIS 2.5.2 por ser robusto e completo no atinente ao processo de manipulação de dados espaciais, além de se adequar a estudos com dados bem estruturados (THE POSTGRES SQL GLOBAL DEVELOPMENT GROUP, 2018). Foi utilizado o cliente PgAdmin 4.6. para facilitar a criação e administração do banco de dados. Ademais, foi desenvolvido um *script* em linguagem de programação Java tanto para adequação dos dados à estrutura do banco de dados como para a sua

inserção.

3.3 PROCEDIMENTOS E MATERIAIS PARA ANÁLISE DOS DADOS

A análise dos dados, que possibilitou a descrição da dinâmica espaço-temporal da produção e a identificação do efeito de associação direta ou inversa entre efetivo de bovinos e produção sojícola, envolveu duas etapas: uma de pré-processamento e outra de aplicação de métodos de análise exploratória de dados espaciais e não espaciais.

De acordo com Han, Pei e Kamber (2011), a etapa de pré-processamento dos dados é de extrema importância porque os bancos de dados do mundo real são susceptíveis a ruídos, dados faltantes e inconsistência ou incompletude. Assim, esta fase envolveu o estudo de municípios quanto à sua criação para evitar escolher um período de estudo no qual os dados ainda não estavam consolidados por causa da emancipação de alguns municípios. Ademais, envolveu a observação de dados faltantes onde houve a substituição de símbolos usados pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) para representar zero absoluto, não resultante de um cálculo (-) por ausência de produção e valor não disponível (...) porque a produção de uma dada cultura não foi pesquisada em um determinado município devido a falta de informação de que aquela cultura tivesse existido naquela data (IBGE, 2020e), além da integração da componente espacial (*shapefiles*) nos dados.

A integração de dados é a combinação de dados de múltiplas fontes em uma base de dados coerente, feita quando um determinado banco de dados não contém valores de um atributo ou certos atributos desejados (HAN; PEI; KAMBER, 2011). Por exemplo, os dados da produção agropecuária do SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática) que não contém a componente espacial. Assim, buscou-se malhas territoriais no portal de mapas do IBGE e integrou-se nos dados da produção de soja e do efetivo de bovinos (Figura 2). O pré-processamento dos dados, portanto, objetivou integrar e melhorar a qualidade dos dados, e conseqüentemente dos resultados.

Na Figura 2, o PPM significa Produção Pecuária Municipal, PAM quer dizer Produção Agrícola Municipal, AED dá referência a Análise Exploratória de Dados e AEDE significa Análise Exploratória de Dados Espaciais. No atinente ao SIDRA e IBGE foram descritos no parágrafo imediatamente acima.

A AED é um conjunto de ferramentas utilizadas para realizar uma estatística descritiva preliminar de dados, como descrever distribuição de uma população (municípios) e medir a relação entre variáveis, antes de modelá-los (CIRILLO, 2017). De acordo com Behrens (1997), a AED procura padrões e sugere hipóteses com base nos dados, além de ser importante ferramenta para aguçar potenciais hipóteses sobre o mundo que podem ser abordadas pelos dados (PENG, 2016). Assim, uma variedade de técnicas

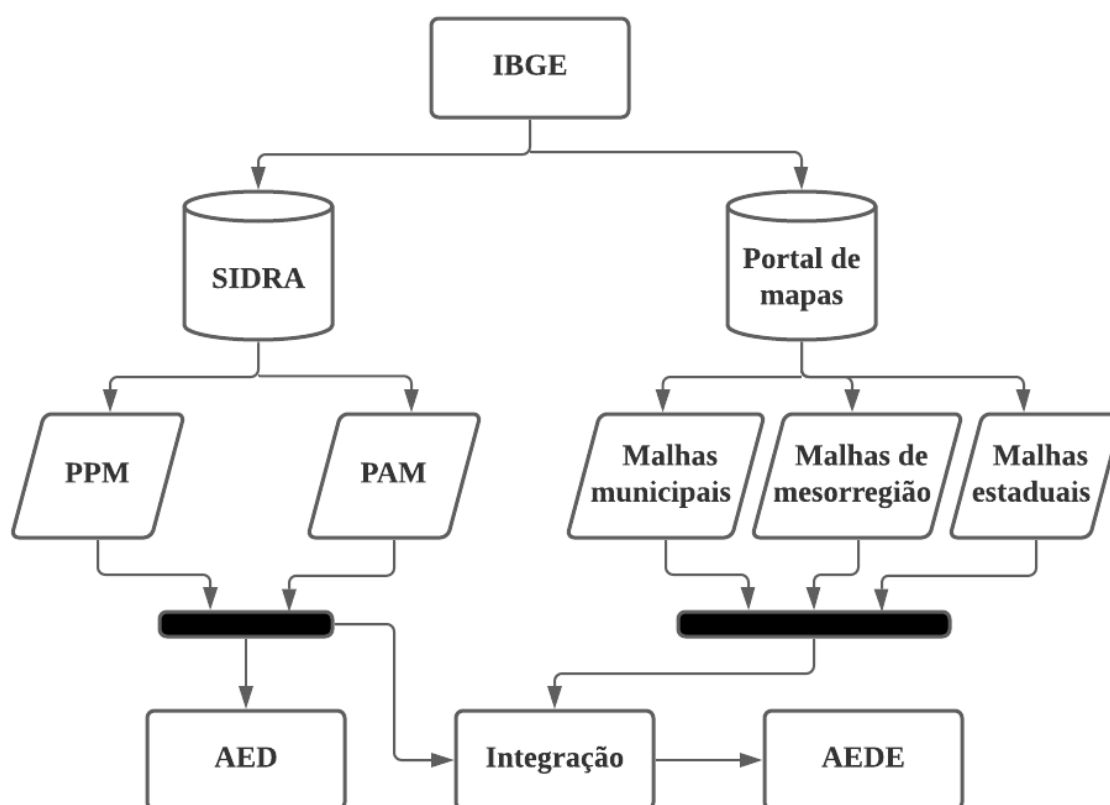


FIGURA 2 – Fluxograma referente a coleta e processamento de dados.

de AED estão disponíveis para explorar dados que vão desde representar graficamente dados brutos até apresentá-los em um formato que maximize o reconhecimento do padrão natural que corresponda às habilidades do visualizador.

Os gráficos comumente usados incluem histogramas, gráficos de pizza, gráficos de barras, gráficos de linhas, *boxplots*, *scatterplots* e mapas (OYANA; MARGAI, 2015). A AED, portanto, é um elemento-chave da ciência de dados porque permite desenvolver uma ideia aproximada de como seus dados se parecem e quais tipos de perguntas os dados podem responder (PENG, 2016). Ademais, permite que os dados orientem a escolha de modelos apropriados (VELLEMAN; HOAGLIN, 1981).

AED difere da AEDE por não incorporar a componente espacial nas análises. Assim sendo, segundo Gatrell e Bailey (1996), as técnicas da AEDE dão destaque ou consideração explícita ao arranjo espacial dos objetos a serem analisados para aumentar o entendimento do processo e avaliar as evidências em favor de várias hipóteses a seu respeito, além de levar em conta que fenômenos de uma área podem assemelhar-se nitidamente com outros de áreas vizinhas. A AEDE, portanto, é aplicada quando os dados estão localizados espacialmente e é dada consideração explícita à possível importância de seu arranjo espacial na análise ou na interpretação dos resultados (BAILEY; GATRELL, 1995).

Assim, para a descrição da dinâmica espacial e temporal da produção de soja e do efetivo de bovinos foram utilizados métodos da estatística descritiva, concretamente cálculo e representação gráfica de totais, médias e coeficiente de variação, além da aplicação de histograma. Segundo Zhao e Cen (2013), histograma é uma técnica univariada utilizada para visualizar a distribuição de dados de uma variável. Ademais, foi feito um *ranking* para desvendar os 10 primeiros municípios com maior produção bovina e sojícola. Os dados nesse estágio foram organizados em nível estadual, mesorregional e municipal.

Em um nível municipal foram igualmente aplicadas estatísticas de autocorrelação espacial global (índice I global de Moran e G geral de Getis-Ord) e local (índice I local de Moran), taxa de crescimento relativo (TCR) e modelo de centro de gravidade ou baricentro.

O **índice I global de Moran** quantifica a autocorrelação espacial global com base em um teste estatístico. Ou seja, examina se um valor observado em um município é independente ou aleatório dos valores dessa variável em municípios vizinhos. A vizinhança pode ser determinada, usando o critério de contiguidade (*bishop*, *rook* e *queen*) ou distância (K-NN - vizinho mais próximo, distância fixa, distância de potência, distância híbrida e distância exponencial) (OYANA; MARGAI, 2015; FOTHERINGHAM; BRUNSDON; CHARLTON, 2000). Se os valores forem similares e estatisticamente significantes, então pode-se concluir que há presença de autocorrelação espacial positiva. Se os valores forem dissimilares, então há presença de aleatoriedade ou independência espacial ou uma autocorrelação espacial fraca.

Há presença de autocorrelação espacial negativa quando os padrões de agrupamento estão dispersos, isto é, mudanças de tonalidade que ocorrem geralmente em polígonos adjacentes, como em tabuleiro de dama (OYANA; MARGAI, 2015; GETIS; ORD, 1992; ANSELIN, 1995). É indispensável a formulação e teste de hipóteses: nula (H_0) e alternativa (H_a) para se saber se os valores dos municípios são ou não similares e estatisticamente significantes. Essas hipóteses podem ser descritas da seguinte maneira (OYANA; MARGAI, 2015; ANSELIN, 2017):

- H_0 : as produções agropecuárias nos municípios do Sul do Brasil estão distribuídos de maneira aleatória;
- H_a : há autocorrelação espacial na distribuição das produções agropecuárias nos municípios do Sul do Brasil.

Para testar a hipótese nula, de modo a rejeitar ou aceitar, calcula-se o índice

pela seguinte fórmula (OYANA; MARGAI, 2015; ANSELIN, 2017):

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (eq.1)$$

Onde,

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}; \quad (eq.2)$$

S^2 é a variação total da produção de um dos produtos agropecuários; x_i é produção de um município i ; x_j é produção de um município j ; \bar{x} é média da produção de um produto dos municípios; w_{ij} , no numerador, é o peso espacial entre os municípios i e j e no denominador é o peso espacial total (W); e n é o número total de municípios que fazem parte do estudo. Se os municípios i e j forem adjacentes, então $w_{ij} = 1$, caso contrário $w_{ij} = 0$. O valor de I resultante desse cálculo varia entre -1 (dispersão perfeita) e 1 (correlação perfeita). Assim, I positivo ou negativo e maior do que $E(I) = \frac{-1}{n-1}$ (valor esperado do I) indica-nos presença de autocorrelação espacial positiva ou negativa, respetivamente. O $E(I)$ é o valor que ocorre na ausência de autocorrelação espacial (LEE; WONG, 2001). O resultado dessa comparação não nos permite concluir se a diferença entre o I e $E(I)$ é estatisticamente diferente ou não. Desse modo, deve-se determinar se a diferença ocorre por acaso ou é muito improvável que isso ocorra por meio do cálculo do valor de $Z(I)$ sob a hipótese nula (ausência de autocorrelação espacial), a um certo nível de significância ($p - value = 5\%$ ou 1%) e por uma das duas hipóteses: normalidade (observações independentes provenientes de uma população com distribuição normal) ou aleatoriedade (função de distribuição desconhecida, ou seja, existem muitas maneiras de distribuir o conjunto de valores no sistema espacial) (LOUZADA; BEARZOTI; CARVALHO, 2006). O $Z(I)$ é baseado na distribuição de frequência normal e é calculado como a seguir (LEE; WONG, 2001; OYANA; MARGAI, 2015):

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{var(I)}} \quad (eq.3)$$

Onde,

$$var(I) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3W^2}{W^2(n^2 - 1)}; \quad (eq.4)$$

$var(I)$ é a variação esperada de I sob suposição de normalidade; S_1 e S_2 são somatórios de pesos espaciais e são dados por (FOTHERINGHAM; BRUNSDON; CHARLTON, 2000; LEE; WONG, 2001):

$$S_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2}{2} \quad (eq.5) \quad e \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right) \quad (eq.6)$$

Quando o nível de significância é estabelecido, um I de Moran perto de $+1$ indica que a produção de um certo produto é espacialmente correlacionado e perto de -1 indica uma produção espacialmente dispersa. Caso o valor de I estiver perto de 0 e o $Z(I)$ for alto (mais do que o nível de significância) não se rejeita a hipótese nula e conclui-se que a produção é distribuída de maneira aleatória (REN; SHANG; ZHANG, 2020).

O **G geral de Getis-Ord** é um índice alternativo entre uma família de medidas convencionais de autocorrelação espacial global. O G é capaz de discriminar se os padrões espaciais identificados são de valores altos ou baixos. O que, portanto, o índice I global de Moran, supracitado, não é efetivo em identificar esses tipos de padrões de agrupamento espacial (OYANA; MARGAI, 2015). Esses padrões as vezes são descritos como *hot spots* (pontos quentes) e *cold spots* (pontos frios). Por exemplo, se valores altos estiverem próximos um do outro, o I global de Moran indicaria autocorrelação espacial positiva alta, que para G seria *hot spot*. Todavia, essa autocorrelação espacial positiva alta poderia, igualmente, ser criada por valores baixos (para G seria *cold spot*). Portanto, a estatística I é incapaz de distinguir esses dois tipos de autocorrelação espacial, sendo um ponto de vantagem para a estatística G .

No G geral de Getis-Ord há também formulação de hipóteses. Assim, a hipótese nula (H_0) é de ausência de agrupamentos de valores altos ou baixos em um determinado local e em sua vizinhança. A hipótese alternativa (H_a) é de exibição de um padrão significativamente mais agrupado do que padrão aleatório (OYANA; MARGAI, 2015). A rejeição ou aceitação da H_0 é com base no valor de G em relação ao seu valor esperado (eq.8), isto é, se G for maior do que o seu valor esperado ($E(G)$), então dados de alto valor tendem a se agrupar. Caso contrário, dados de baixo valor tendem a se agrupar. Há presença de distribuição aleatória de dados quando G for igual ao $E(G)$. Ademais, um nível moderado de G reflete uma associação espacial de altos e moderados valores, enquanto um nível baixo de G indica uma associação espacial de baixos valores (valores abaixo da média) (LEE; WONG, 2001). A estatística G é determinada pela fórmula a seguir (GETIS; ORD, 1992; ORD; GETIS, 1995):

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j} \quad (eq.7)$$

$$E(G) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}{n(n-1)} \quad (eq.8)$$

A partir da fórmula fica aparente que o denominador é sempre maior ou igual (em casos extremos quando usada uma distância muito grande) do que o numerador. O numerador, que indica a magnitude de G , será maior se os valores dos vizinhos forem

maiores e o inverso é verdadeiro. Portanto, esta é uma propriedade característica da estatística G geral (LEE; WONG, 2001).

Os níveis acima de aceitação ou rejeição da hipótese nula não são conclusivos, pois devem ser testados. Assim, deve-se calcular $Z - score$ da estatística G observada com base em sua variância e fazer-se uma comparação tal e qual no I global de Moran. Segundo Getis e Ord (1992), a variância de G é dada por:

$$Var(G) = E(G^2) - [E(G)]^2 \quad (eq.9)$$

Onde,

$$E(G^2) = \frac{1}{(m_1^2 - m_2)^2 n^{(4)}} (B_0 m_2^2 + B_1 m_4 + B_2 m_1^2 m_2 + B_3 m_1 m_3 + B_4 m_1^4), \quad (eq.10)$$

$$m_j = \sum_{i=1}^n x_i^j, \quad n^{(x)} = n(n-1)(n-2)(n-3) \cdots (n-x+1) \text{ com } n > x,$$

$$B_0 = (n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3W^2$$

$$B_1 = -[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 3W^2]$$

$$B_2 = -[2nS_1 - (n+3)S_2 + 6W^2]$$

$$B_3 = 4(n-1)S_1 - 2(n+1)S_2 + 8W^2$$

$$B_4 = S_1 - S_2 + W^2,$$

S_1 e S_2 são dadas pelas eq.5 e eq.6, onde é descrito o I global de Moran.

O **índice I local de Moran** determina o grau de associação espacial no nível específico do local. Pertence a uma família de Indicadores Locais para Associação Espacial, em inglês Local Indicators for Spacial Association (LISA), e é usado para identificar *clusters* entre unidades espaciais individuais (ANSELIN, 1995; OYANA; MARGAI, 2015). As estatísticas do LISA medem o grau em que uma unidade de área é autocorrelacionada em relação aos seus vizinhos. De acordo com as sugestões de Anselin (1995), há dois aspectos notáveis das estatísticas LISA: (1) o LISA para cada observação dá uma indicação da extensão de agrupamentos espaciais significativos de valores similares entorno dessa observação e (2) a soma de LISAs para todas as observações é proporcional a uma estatística global de associação espacial. Assim, as estatísticas LISA atendem a quatro objetivos principais: (1) fornecer uma análise mais refinada nos níveis locais, (2) identificar padrões espaciais no nível local (*hot spots* ou *cold spots*), (3) medir autocorrelação espacial no nível local e (4) detectar agrupamentos espaciais ou *outliers* espaciais no nível local (OYANA; MARGAI, 2015).

A estatística I local de Moran para qualquer observação i é determinada pela seguinte expressão matemática (FOTHERINGHAM; BRUNSDON; CHARLTON, 2000; ERTUR; LE GALLO, 2003):

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n} \quad i \neq j \quad (\text{eq.11})$$

Onde, l_i é o Moran local do município i ; as restantes variáveis foram descritas acima, concretamente no índice I global de Moran. Adotou-se o nível de significância de 5% observando-se médias ponderadas (*spatial lag mean*) das médias quinquenais do efetivo de bovinos ou da produção de soja e médias quinquenais simples do efetivo de bovinos ou de produção de soja para identificar *clusters* Alto-Alto (município com valores altos cercados por outros também com valores altos), Baixo-Baixo (o inverso de Alto-Alto), Alto-Baixo (municípios com valores altos rodeados por outros com valores baixos) e Baixo-Alto (inverso de Alto-Baixo). Os *clusters* Alto-alto e Baixo-Baixo indicam uma autocorrelação espacial positiva, enquanto os *clusters* Alto-Baixo e Baixo-Alto indicam uma autocorrelação espacial negativa (*outliers* espaciais) (ERTUR; LE GALLO, 2003).

A **taxa de crescimento relativo (TCR)** foi estabelecida por Briggs em 1920, e é um parâmetro de análise de crescimento de uma produção por unidade de cabeças ou toneladas, em um intervalo de tempo (PEIXOTO; PEIXOTO, 2009). A TCR é dada por (PEIXOTO; PEIXOTO, 2009; MCMANUS *et al.*, 2016):

$$TCR = \frac{x_{pp} - x_{pa}}{x_{pa}(t_p - t_a)} \quad (\text{eq.12})$$

Onde, x_{pp} é produção no presente período; x_{pa} é produção no período anterior; t_p é tempo presente (ano presente) e t_a é tempo anterior (ano anterior). Assim, a TCR não é nada mais do que a variação da quantidade produzida de um produto em relação ao seu valor inicial. Em casos comparativos entre duas populações pode indicar qual está crescendo mais rápido que a outra.

O **baricentro** ou **modelo de centro de gravidade** vem do campo da física e refere-se a um determinado ponto espacial, para todas as direções em que os poderes são relativamente equilibrados (LI *et al.*, 2017). Ou seja, segundo Sun *et al.* (2015), refere-se a um ponto centralizado de uma força gravitacional gerado por várias partes de um corpo (região de estudo). Ademais, de acordo com McManus *et al.* (2016), o baricentro avalia a direção de um fenômeno espacial em um certo período e local, e foi largamente usado para apresentar tendências de mudanças espaciais de fatores geoespaciais em uma certa região e período (ZHANG; LU, 2019), pois fornece uma descrição mais intuitiva do caminho de desenvolvimento em termos quantitativos e visuais (SUN *et al.*, 2015).

Diante do pressuposto acima, pode-se concluir que o baricentro pode ser utilizado para determinar o deslocamento das produções de um produto agropecuário e

determinar como as produções mudaram ao longo do tempo. Desse modo, assume-se que cada região administrativa em um nível municipal foi localizada em um plano homogêneo (análise conduzida em duas dimensões, sem contar com a terceira dimensão, que é altitude), e que a produção de um produto agropecuário para cada região concentra-se nas regiões próximas a metrópoles. Assim, a posição do centro de gravidade é calculada usando uma combinação das coordenadas municipais e seus correspondentes pesos, que são as suas produções agropecuárias. A diferença no movimento dos centros de gravidade representam mudanças no equilíbrio ao longo do tempo. A posição do centro de gravidade é expressa em termos de longitude e latitude, e é calculada da seguinte forma (ZHANG; ZHANG *et al.*, 2012; SUN *et al.*, 2015; WANG; ZHANG; LIU, 2018):

$$X_t = \frac{\sum_{i=1}^n M_{it}x_i}{\sum_{i=1}^n M_{it}} \quad (\text{eq.13})$$

$$Y_t = \frac{\sum_{i=1}^n M_{it}y_i}{\sum_{i=1}^n M_{it}} \quad (\text{eq.14})$$

Onde, X_t e Y_t representam as coordenadas longitude e latitude, respectivamente, dos centros de gravidade em um ano t ; M_{it} representa quantidade produzida ou efetivo de bovinos por município i no ano t ; x_i e y_i representam as coordenadas longitude e latitude, respectivamente, de cada município i ; e n representa o total de municípios do Sul do Brasil.

O modelo de baricentro, portanto, é nada mais do que um método usado para avaliar mudanças temporais de um certo fenômeno geoespacial em uma determinada região.

Antes da aplicação das estatísticas acima e do *ranking* foram determinadas médias sexenais para os períodos 1998-2003, 2003-2008 e 2008-2013 e quinquenais para o período de 2013-2017 do efetivo de bovinos, das quantidades produzidas de soja e das áreas relativas plantadas com soja (Figura 3), resultando em quatro períodos de análise para as estatísticas de autocorrelação espacial e três para TCR porque foi aplicada às médias quinquenais (Figura 3) para cada variável. Ao passo que o baricentro foi aplicado a dados anuais. Assim, os resultados das estatísticas espaciais, da TCR e do baricentro foram representados em mapas temáticos, que descrevem diferentes aspectos do espaço geográfico em suas mais diversas escalas, permitindo fazer comparações de padrões espaciais e temporais de variações de certos fatores, por exemplo, relacionados com a produção agropecuária.

O índice I global de Moran e G geral de Getis-Ord foram usados para detetar associação espacial para toda área do estudo, ou seja, para examinar se as produções sojícola e bovina observada em um município é independente ou aleatório dos valores dessa variável em municípios vizinhos. A vizinhança foi determinada usando o critério

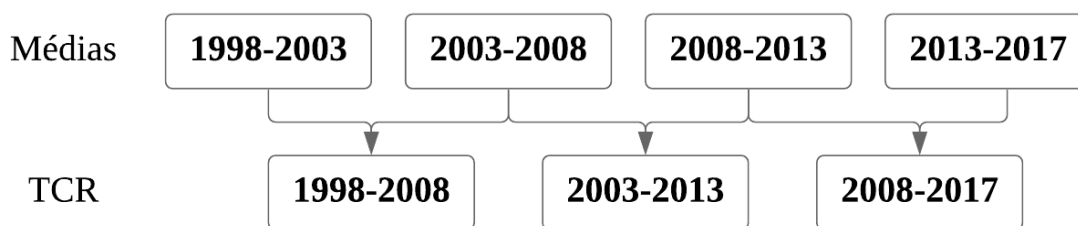


FIGURA 3 – Organização de dados.

de contiguidade *queen*, que considera municípios vizinhos aqueles que compartilham aresta e/ ou vértice. Foram utilizadas as matrizes de pesos padronizadas por linha (I) e de pesos binária (G) para determinar as estatísticas supracitadas. A padronização por linha permite comparabilidade entre áreas com diferentes números de vizinhos (BRASIL, 2020). Ademais, importa salientar que utilizou-se o G geral de Getis-Ord porque o I global de Moran é incapaz de discernir se os padrões espaciais detectados são de valores altos (*hot spots*) ou baixos (*cold spots*) (LEE; WONG, 2001).

As duas estatísticas acima reportam valores para uma região de estudo inteira (ANSELIN, 1995). Contudo, é razoável suspeitar que a magnitude de uma autocorrelação espacial não seja uniforme para toda a área de estudo (ausência de homogeneidade espacial). Portanto, foi aplicado o índice I local de Moran para capturar a heterogeneidade espacial na autocorrelação espacial, que é a análise de *clusters* e *outliers* entre unidades espaciais individuais (municípios).

Os métodos de análise de autocorrelação espacial não têm a capacidade de medir o desempenho de cada área em termos de sua contribuição em certos acontecimentos, e muito menos determinar a direção ou deslocamento nítido desses fenômenos ao longo do tempo. Diante disso, são normalmente utilizados métodos como TCR e baricentro.

A TCR foi aplicada para analisar o crescimento das produções bovina e sojícola nos municípios. Esse parâmetro indica qual município está crescendo mais rápido que outro em termos do incremento do efetivo de bovinos.

Foi aplicado o baricentro para detectar tendências de mudanças temporais da produção bovina nos municípios do Sul do Brasil, pois esse método determina a direção e deslocamentos temporais de um certo fenômeno geoespacial em uma determinada região. A posição do centro de gravidade foi calculada usando a combinação das coordenadas geográficas dos 1191 municípios sulinos e seus correspondentes pesos (efetivo de bovinos, quantidades de soja produzidas ou áreas relativas plantadas com soja).

Além dos métodos acima, foi aplicada igualmente a Correlação de Spearman para observar um possível efeito de substituição entre bovinocultura e a sojicultura entre 1998 a 2017, pois esse método avalia uma possível associação linear bidirecional entre duas variáveis contínuas e é robusto quando valores extremos (*outliers*) estão presentes (MUKAKA, 2012; IRIZARRY, 2019). Usou-se o nível de significância de 5% e grau de liberdade de 18 (20 anos de análise). A interpretação da Correlação de Spearman foi feita segundo Maranhão *et al.* (2019). Assim sendo, valores entre -1 e -0,5 foram considerados "associação inversa" e valores entre 0,5 e 1,0 foram considerados "associação direta".

Esse coeficiente é denotado como ρ_s para um parâmetro de população e como r_s para uma estatística de amostra. Para uma correlação entre as variáveis x e y , a fórmula para calcular o coeficiente de correlação de Spearman da amostra é dada por (CAMPBELL; SWINSCOW, 2009):

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d^2}{n(n^2 - 1)} \quad (\text{eq.15})$$

Onde, d é a diferença nas classificações entre duas variáveis, podendo ser x e y , para um dado indivíduo.

Os resultados de correlação de Spearman podem ser testados quanto à significância usando o teste *t de Student*. Esse teste é usado para testar se uma associação entre duas variáveis é meramente aparente e se surgiu por acaso, e é expressa pela seguinte fórmula (CAMPBELL; SWINSCOW, 2009):

$$t = r \sqrt{\frac{n - 2}{1 - r^2}} \quad (\text{eq.16})$$

Onde, $n - 2$ são graus de liberdade de t e r é coeficiente de correlação de uma determinada amostra.

Em todas análises foi utilizada a linguagem de programação *R* e ambiente de desenvolvimento integrado *Rstudio*. O *R* é um software estatístico gratuito e de código aberto, desenhado para análises estatísticas e visualização gráfica de dados (OZGUR *et al.*, 2017; R-PROJECT.ORG, 2020). Possui uma comunidade de suporte vasta e ativa, além de se acreditar que a sintaxe usada por *R* pode ser facilmente apreendida e compreendida sem instrução explícita, e de ter um poder analítico virtualmente incomparável (OZGUR *et al.*, 2017; OOI, 2016). Ademais, aqueles que estão menos preocupados com a codificação e mais preocupados com a produção estrita de modelos de dados podem achar este como um software mais fácil de trabalhar (OZGUR *et al.*, 2017). Para tanto, é indispensável trabalhar com *Rstudio*, que facilita o trabalho de programação (SARMENTO; COSTA, 2017).

A linguagem *R*, portanto, junto com dezenas de bibliotecas e ferramentas de código aberto, torna possível assumir tarefas de geoprocessamento profissional sem investir em pacotes proprietários caros como *ArcGIS* e *MapInfo* (GARRARD, 2016).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo serão apresentados, na seção 4.1, os resultados e discussão da análise do efetivo de bovinos e, na seção 4.2, os resultados e discussão da análise da produção sojícola. Por último, na seção 4.3, serão apresentados os resultados da correlação entre as produções bovina e sojícola.

4.1 EFETIVO DE BOVINOS

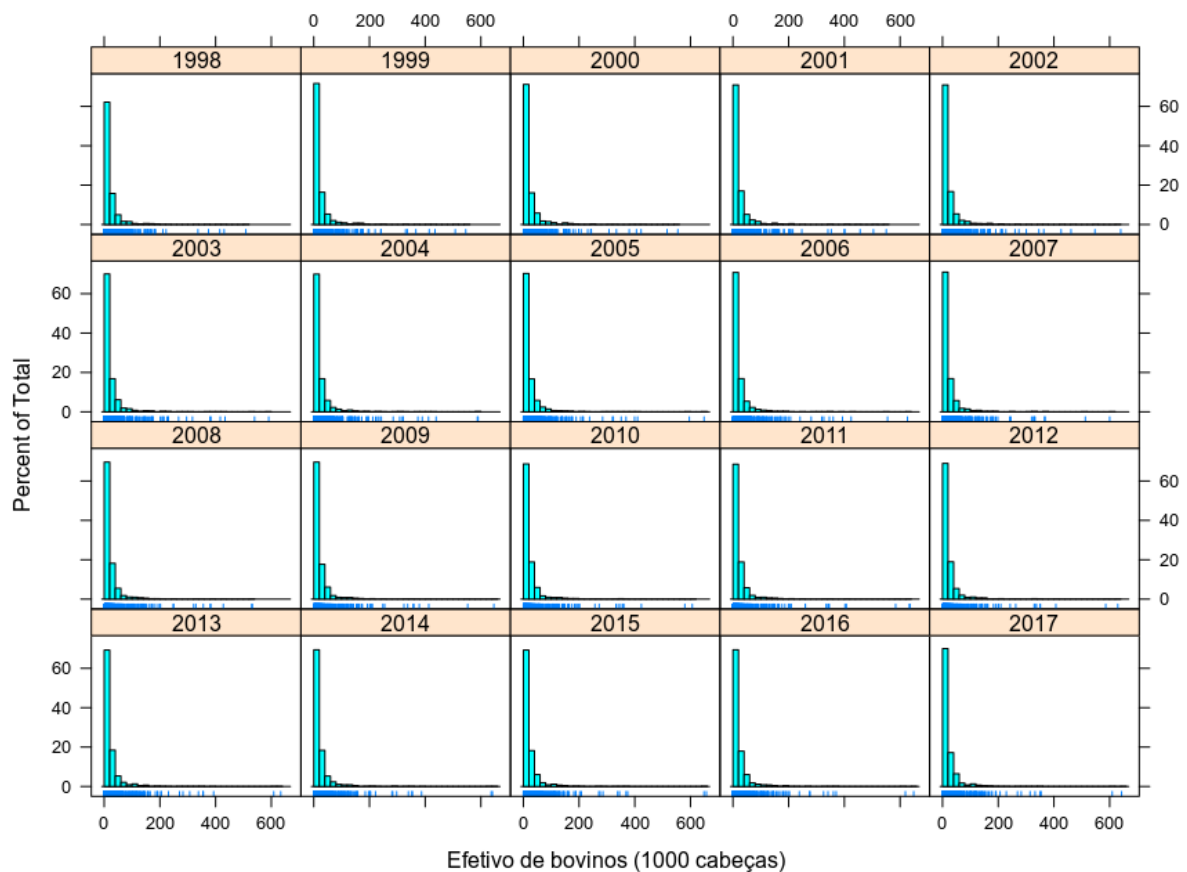


FIGURA 4 – Distribuição de frequência do efetivo de bovinos por município na Região Sul do Brasil.

A Figura 4 mostra a distribuição do efetivo de bovinos no sul do Brasil e revela-nos que parte significativa dos municípios, de 1998 a 2017, possuíam de 0 a 80 mil cabeças bovinas e pouquíssimos possuíam acima de 200 mil cabeças. Ademais, na Figura 5 é possível verificar uma tendência de estagnação do efetivo de bovinos no sul do Brasil no período em alusão, além de uma ligeira queda do efetivo no período de 2004 a 2007 (Figura 5). Vale destacar que o estado de SC foi o único que não teve queda do efetivo de bovinos nesse período (Figura 5).

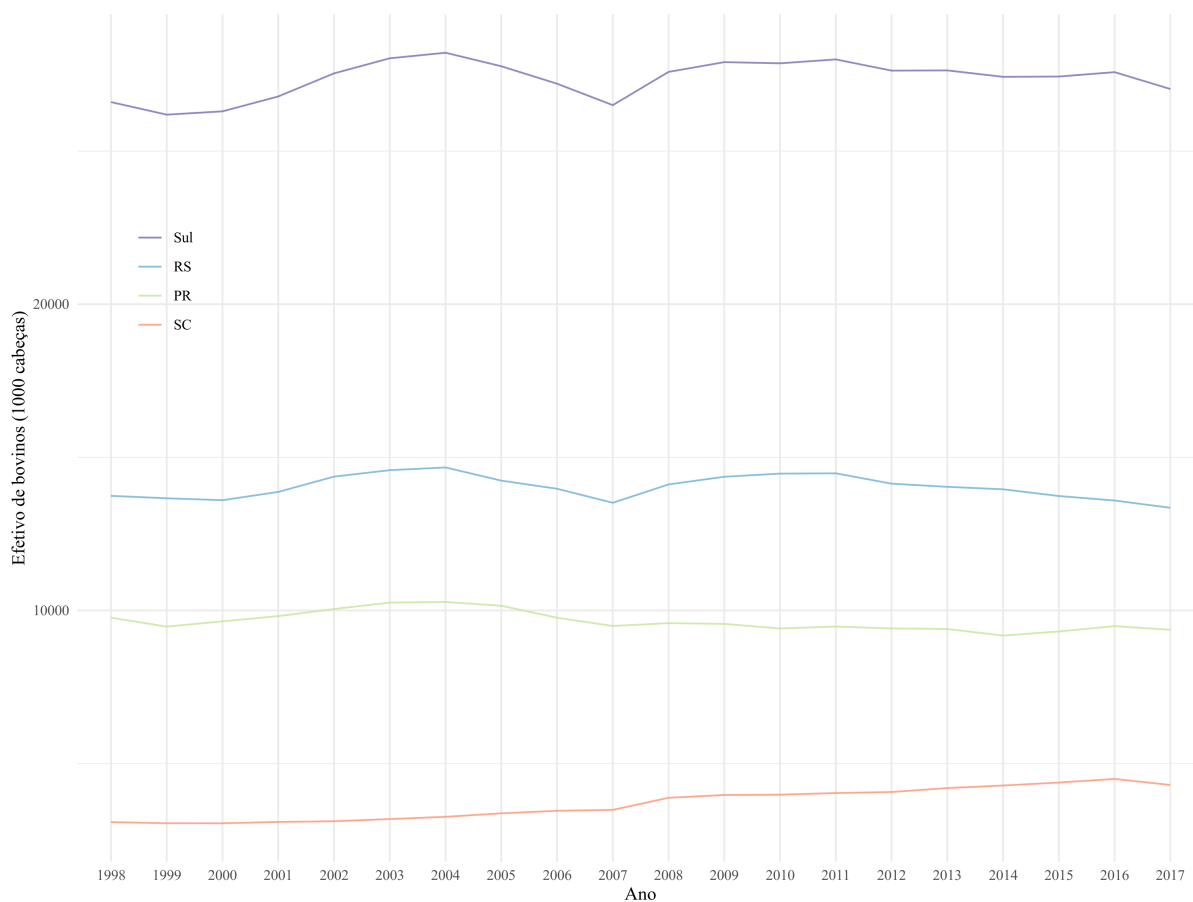


FIGURA 5 – Efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017.

Em um contexto estadual e de modo genérico, o Paraná (PR) teve uma queda do efetivo de bovinos, enquanto o Rio Grande do Sul (RS) teve uma estagnação e o estado de Santa Catarina (SC) teve um aumento significativo, sobretudo a partir de 2007 até 2016, quase uma década de aumento do efetivo de bovinos (Figura 5).

A Figura 6 mostra as diferenças de produção bovina entre municípios através da aplicação do coeficiente de variação (CV), que é uma estatística que expressa a variabilidade de dados estatísticos removendo a influência da grandeza da variável. Como o coeficiente de variação analisa a dispersão em termos relativos, ele será dado em porcentagem (%). Quanto menor for o valor do coeficiente de variação, menor será a diferença do efetivo de bovinos entre os municípios de um estado ou de toda região. Desse modo, as diferenças entre municípios sulinos sobre a produção bovina tendiam a estagnar, apesar do aumento registrado entre 1999 e 2004. Um comportamento similar foi observado no estado do RS (Figura 6). O RS apresentou igualmente a maior dispersão entre os estados, isto é, apresentou as maiores diferenças do efetivo de bovinos entre os municípios que o compreendem. Ao passo que o estado do PR teve uma tendência de incremento das diferenças no rebanho bovino entre os municípios desse estado, principalmente no intervalo de 2001 a 2017. Ademais, um comportamento

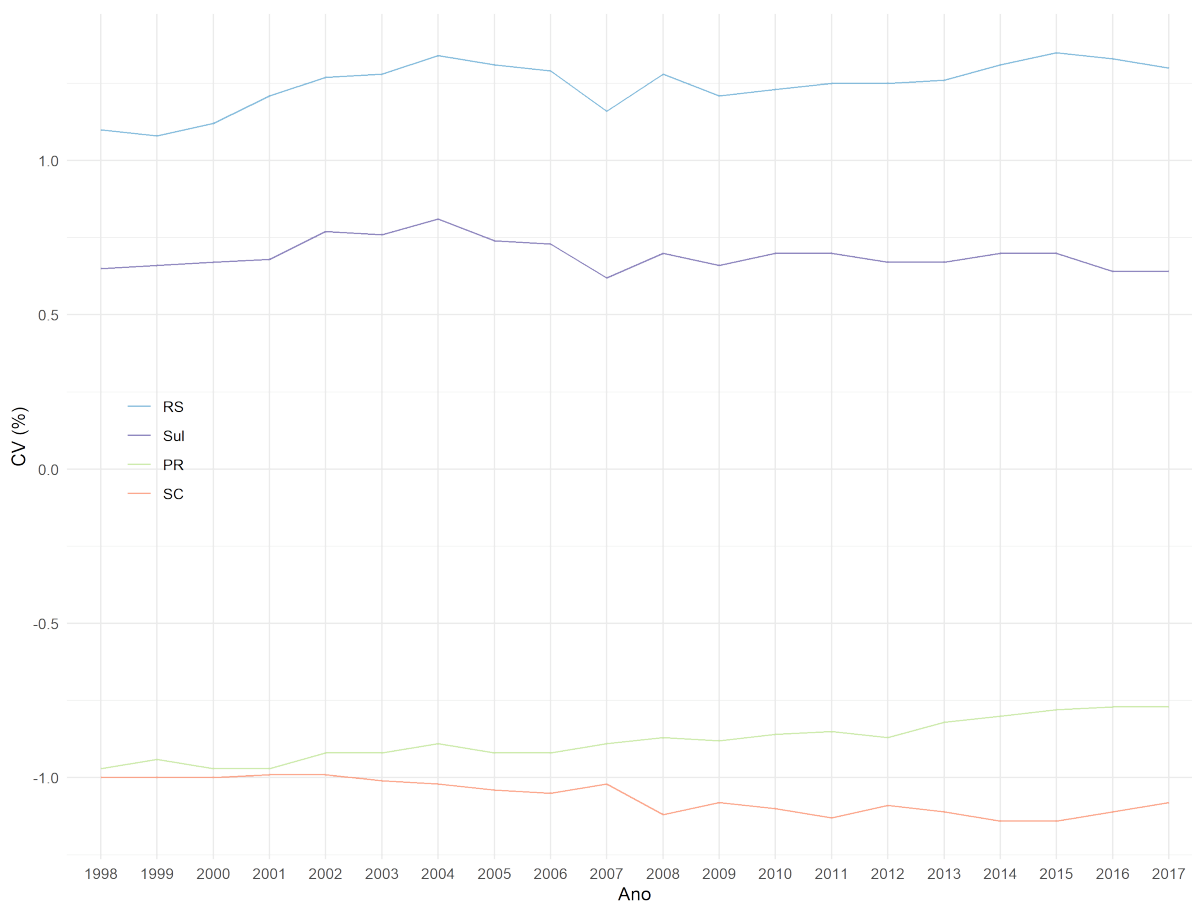


FIGURA 6 – Coeficiente de variação do efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017.

contrastante foi observado no estado de SC, onde as diferenças tendiam a declinar desde 2002 até 2015, além de apresentar as menores diferenças entre os municípios que o compõe (Figura 6).

Em um contexto mesorregional verificou-se que o Sudoeste Rio-Grandense liderava em termos de número de cabeças de gado em todo período analisado, seguido de Noroeste Rio-Grandense, ambas mesorregiões são do estado de RS (Figura 7). Ao passo que a região Metropolitana de Curitiba (PR) e Grande Florianópolis (SC) ocuparam as últimas posições, indicando-nos um reduzido número de efetivo de bovinos (Figura 7). Ademais, observou-se uma tendência de redução do efetivo de bovinos nas mesorregiões do PR, principalmente no Noroeste Paranaense, Norte Central Paranaense e Centro Oriental Paranaense, além de aumento nas mesorregiões Centro-Sul Paranaense, Sudoeste Paranaense e todas as mesorregiões do estado de SC (Figura 7). Identificou-se igualmente uma queda do efetivo de bovinos no Centro Oriental Rio-Grandense e uma ligeira estagnação e redução nas demais mesorregiões do estado do RS, com exceção do Sudoeste Rio-Grandense que apresentou tendência de aumento do efetivo de bovinos (Figura 7).

A pauta se inverteu, contudo, quando se analisou as médias do efetivo de

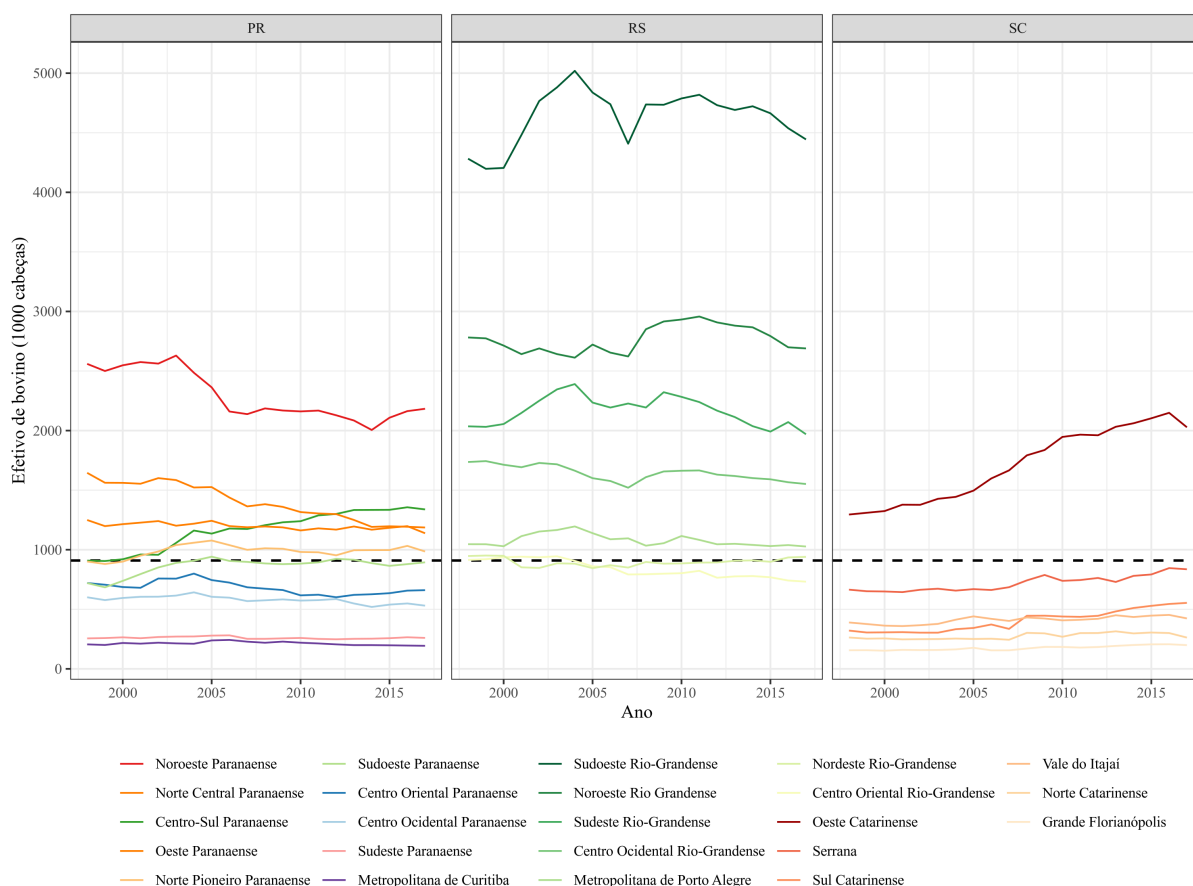


FIGURA 7 – Totais do efetivo de bovinos de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.

bovinos por mesorregião (Figura 8), pois o Noroeste Paranaense, o Noroeste Rio-Grandense e Oeste Catarinense, que têm maior efetivo de bovinos em seus estados, em termos médios, caíram de posição no *ranking*, revelando, dessa maneira, que têm alto efetivo de bovinos por agrupar um número maior de municípios. O que não se observou para a mesorregião Sudoeste Rio-Grandense que, em termos médios, identificou-se como *outlier*, agrupando municípios com alto efetivo de bovinos (Figura 8).

Em termos de diferenças, observou-se destacadamente que as mesorregiões catarinenses que têm maior número de cabeças bovinas tendiam a ter menor dispersão (Figura 9), isto é, menores diferenças do efetivo de bovinos entre municípios dessas mesorregiões, e aquelas que têm menor efetivo de bovinos tendiam ao inverso, com destaque para Metropolitana de Curitiba, Centro Oriental Rio-Grandense, Noroeste Rio-Grandense e Metropolitana de Porto Alegre (Figura 9).

Os 10 municípios da Região Sul do Brasil com maiores efetivos de bovinos no período de 1998 a 2017, denominado aqui como *top 10*, são Alegrete, Sant'Ana do Livramento, Dom Pedrito, São Gabriel, Rosário do Sul, Uruguaiana, Bagé, Lavras do Sul, Quaraí e Caçapava do Sul (Figura 10). Assim sendo, observou-se que quase todos municípios, que compõem o *top 10*, se situam na mesorregião Sudoeste Rio-



FIGURA 8 – Médias do efetivo de bovinos de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.

Grandense, com exceção de Caçapava do Sul. O *top 10* pouco se modificou ao longo do período analisado. Ademais, observou-se que os municípios Cachoeira do Sul e Santiago deixaram de figurar na lista dos *top 10* no segundo período da análise (2003-2008), enquanto os municípios de Lavras do Sul e Caçapava do Sul passaram a fazer parte dessa lista (Figura 10). Observou-se igualmente que os três primeiros lugares, no *ranking* do efetivo de bovinos, em ordem decrescente (ver numeração nas barras) e no período estudado, foram ocupados pelos municípios Alegrete, Sant'Ana do Livramento e Dom Pedrito (Figura 10), e esses dois primeiros com uma tendência de aumentar cada vez mais o número de cabeças bovinas (ver as linhas cinza-clara nas barras da Figura 10). Isso nos indicou, portanto, que as maiores produções bovinas do sul do Brasil se encontravam nesses municípios do RS.

A Tabela 1 mostra os valores calculados do I de Moran global e G geral de Getis-Ord e seus respectivos valores padronizados.

Os valores de I de Moran global variaram de 0,661 a 0,682 e foram significantes a um nível de confiança perto de 99,9% e $Z(I) > 2,58$. Isso indicou que o efetivo de bovinos no Sul do Brasil mostrou uma autocorrelação espacial positiva e significativa de 1998 a 2017, isto é, municípios com alto ou baixo número de cabeças bovinas estavam

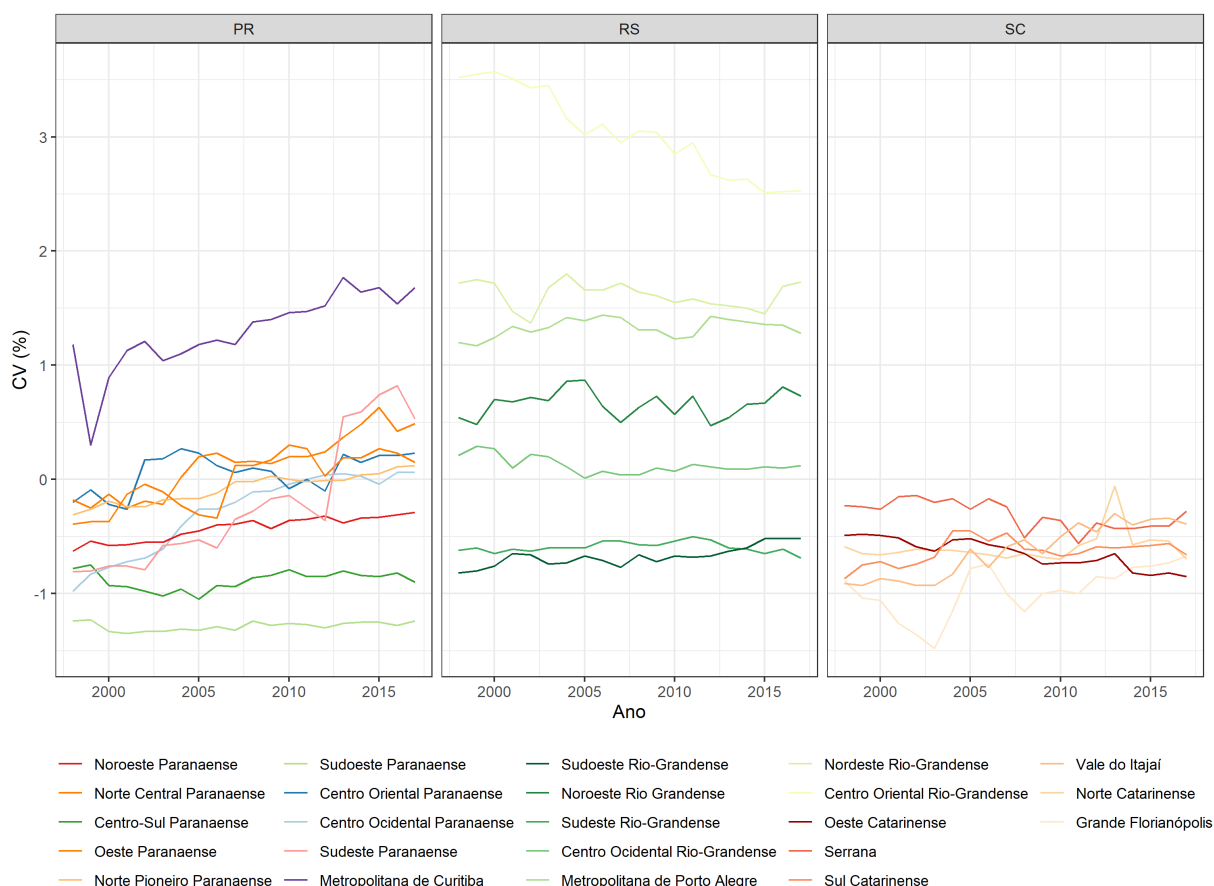


FIGURA 9 – Coeficiente de variação do efetivo de bovinos por mesorregião de 1998 a 2017

TABELA 1 – Autocorrelação espacial global do efetivo de bovinos no Sul do Brasil de 1998 a 2017.

Período	I	E(I)	Z(I)	G	E(G)	Z(G)
1998-2003	0,671	-0,0008	37,683	0,018	0,0048	38,800
2003-2008	0,682	-0,0008	37,730	0,017	0,0048	37,993
2008-2013	0,676	-0,0008	38,733	0,016	0,0048	37,558
2013-2017	0,661	-0,0008	37,752	0,017	0,0048	36,035

Fonte: Autor (2020).

circundados por municípios com características semelhantes. Os resultados do G geral foram todos maiores do que o valor esperado e os $Z(G) > 2,58$ a um nível de confiança, igualmente, perto de 99,9%. Isso sugeriu que o efetivo de bovinos no Sul do Brasil tendia a ser um agrupamento de altos valores. Ademais, observou-se que não houve uma mudança significativa na associação espacial entre os municípios com relação ao efetivo de bovinos nos períodos analisados, pois os valores de I e G praticamente não mudaram.

Na Figura 11 são apresentados os resultados do índice I de Moran local. Assim, observou-se forte autocorrelação espacial significativa ($p - value \leq 5\%$) de altos valores do efetivo de bovinos (*cluster* alto-alto) na Região Sul do Brasil desde o início

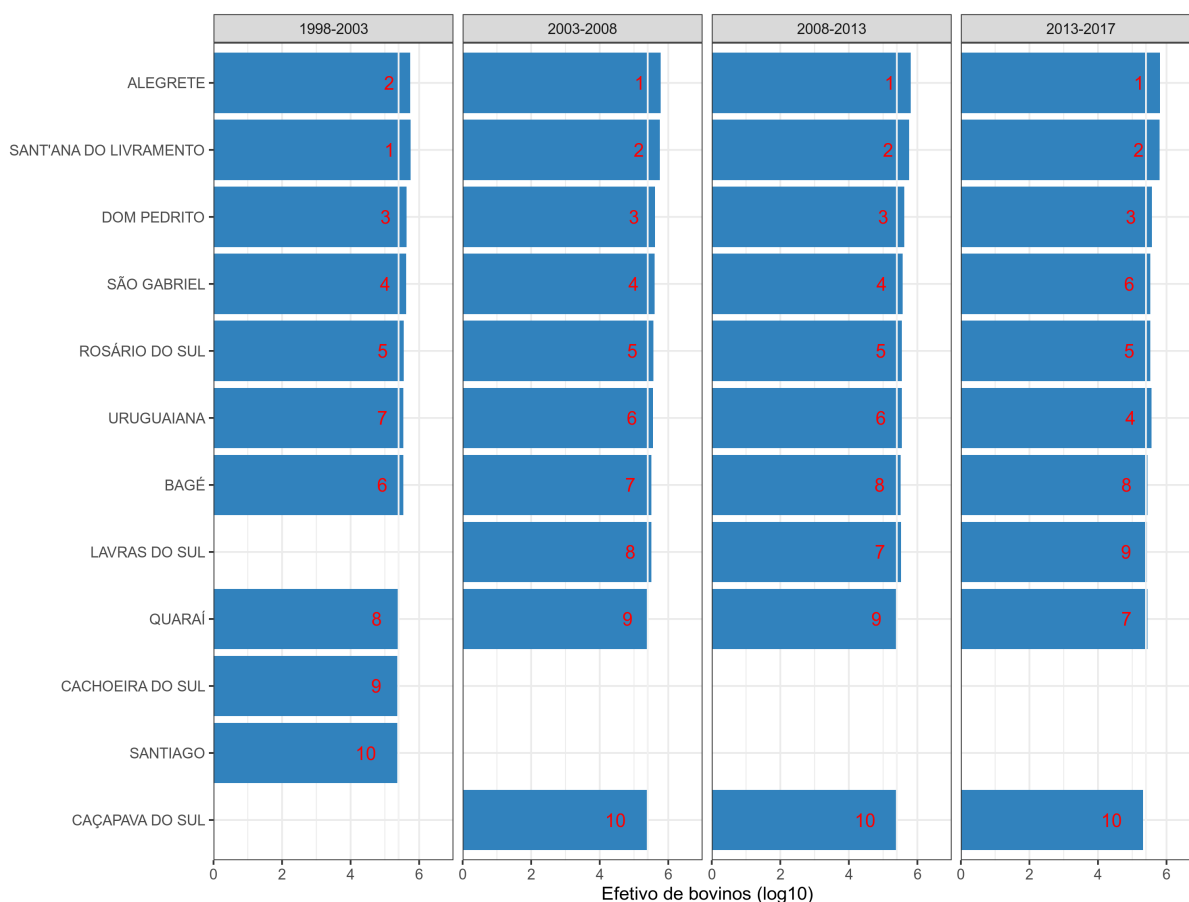


FIGURA 10 – Top 10 do efetivo de bovinos no sul do Brasil.

do período de estudo e sua localização e extensão foram alteradas com amplitude relativamente pequena ao longo do tempo (Figura 11, Tabela 2). No período de 1998-2003, por exemplo, o *cluster* alto-alto era composto por 84 municípios, concentrados principalmente no extremo sul do RS (Sudoeste, Sudeste e Centro Ocidental) e nas mesorregiões de Noroeste Paranaense e Centro-Sul Paranaense (Figura 11, Tabela 2), e depois aumentou para 87 municípios no período de 2013-2017 com significativa contribuição do Centro-Sul Paranaense. Vale destacar que, para o estado do PR, a concentração de municípios com altas produções no Noroeste tendia a se deslocar para o Centro-Sul (Figura 11). Além disso, o município de Capão Alto teve alta produção por influência da mesorregião Nordeste Rio-Grandense que concentrava dois municípios (Bom Jesus e Jaquirana) com altas produções ao longo do período estudado (Figura 11, Tabela 2). Portanto, os municípios com maiores produções estavam concentrados no extremo sul do RS, nas mesorregiões do Noroeste e Centro-Sul Paranaense.

Observou-se igualmente forte autocorrelação espacial significativa (p -value $\leq 5\%$) de baixos valores do efetivo de bovinos (*cluster* baixo-baixo) em todos períodos de estudo e com ligeiras modificações em termos de localização e extensão (Figura 11, Tabela 3). Assim, os municípios com menores produções estavam concentrados nas

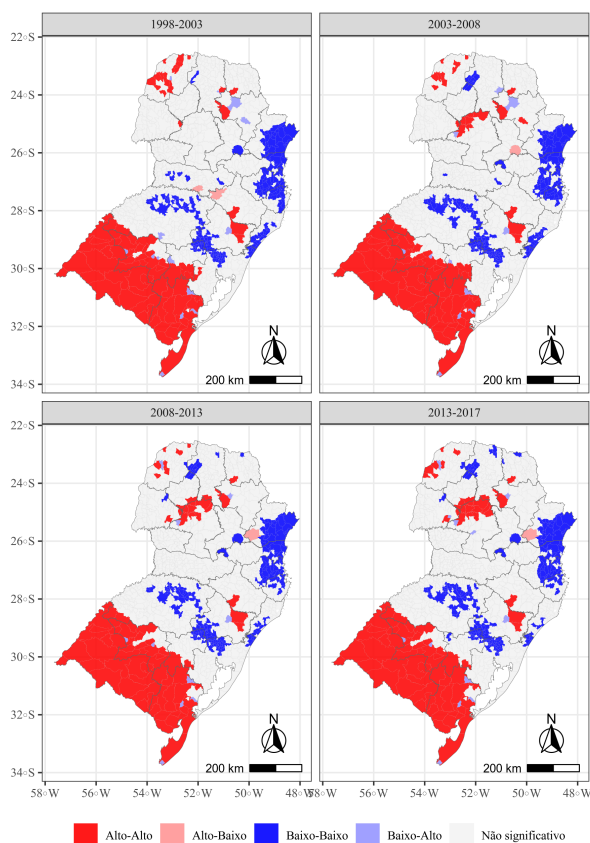


FIGURA 11 – Agrupamentos espaciais do efetivo de bovinos na região Sul do Brasil

TABELA 2 – Número de municípios com agrupamento alto-alto do efetivo de bovinos por mesorregião e período.

Mesorregião	Período			
	1998-2003	2003-2008	2008-2013	2013-2017
Extremo sul do RS (Centro Ocidental, Sudoeste e Sudeste)	56	54	54	54
Nordeste Rio-Grandense	2	2	2	2
Centro Oriental Rio-Grandense	3	3	2	2
Noroeste Rio-Grandense	2	2	2	2
Metropolitana de Porto Alegre	1			
Centro Oriental Paranaense	1	2	1	1
Centro Ocidental Paranaense			2	3
Noroeste Paranaense	14	9	7	7
Norte Central Paranaense	2	1	2	2
Norte Pioneiro Paranaense	1	1	1	1
Oeste Paranaense	1	1	2	2
Serrana	1	1	1	1
Centro-Sul Paranaense		6	8	10
Total	84	82	84	87

Fonte: Autor (2020).

mesorregiões de Metropolitana de Porto Alegre, Noroeste Rio-Grandense, Nordeste Rio Grandense, Vale do Itajaí e Metropolitana de Curitiba. Parte significativa dos muni-

cípios situados em SC e PR com menores produções bovinas se situavam mais a leste. Notou-se incremento de municípios com baixo efetivo de bovinos nas mesorregiões de Metropolitana de Porto Alegre, Noroeste Rio-Grandense, Norte Catarinense e Norte Central Paranaense. Ademais, observou-se uma tendência de redução em quase todas mesorregiões de SC, excepto Norte Catarinense (Figura 11, Tabela 3).

TABELA 3 – Número de municípios com agrupamento baixo-baixo do efetivo de bovinos por mesorregião e período.

Mesorregião	Período			
	1998-2003	2003-2008	2008-2013	2013-2017
Metropolitana de Porto Alegre	39	41	44	42
Noroeste Rio-Grandense	35	43	37	41
Nordeste Rio-Grandense	20	19	20	19
Centro Oriental Rio-Grandense	16	15	16	18
Vale do Itajaí	28	23	25	23
Sul Catarrinense	17	14	9	4
Grande Florianópolis	12	11	7	6
Oeste Catarinense	9	2	0	0
Norte Catarinense	8	9	10	10
Metropolitana de Curitiba	23	22	23	23
Norte Central Paranaense	3	8	9	12
Sudeste Paranaense	1	0	1	1
Centro Ocidental Paranaense	0	2	2	2
Noroeste Paranaense	0	0	1	2
Norte Pioneiro Paranaense	0	0	1	3
Oeste Paranaense	0	0	1	1
Total	211	209	206	207

Fonte: Autor (2020).

Além dos *clusters* alto-alto e baixo-baixo, identificou-se também agrupamentos baixo-alto e alto-baixo, considerados *outliers* (Figura 11). Assim sendo, os municípios com baixos valores, mas circundados por outros com altos valores do efetivo de bovinos (*cluster* baixo-alto) estavam reunidos no Sudeste e Centro Ocidental Rio-Grandense, além do Centro Oriental Paranaense, mas com tendência de redução (Figura 11). Semelhantemente, o *cluster* alto-baixo foi identificado nos municípios de Campo Novo e Concórdia (1998-2003), São Mateus do Sul (2003-2008) e Lapa (2008-2013 e 2013-2017) (Figura 11).

A Figura 12 mostra os municípios sulinos que obtiveram crescimento, estagnação ou redução do efetivo de bovinos no período de 1998 a 2017. Assim, os municípios com crescimento do efetivo de bovinos estavam distribuídos nos três estados, com maior concentração nas mesorregiões de Oeste Catarinense, Noroeste Rio-Grandense, Sul Catarinense, Metropolitana de Porto Alegre, Vale do Itajaí, Serra Catarinense, Centro-Sul Paranaense e Nordeste Rio-Grandense. Vale realçar que os municípios com alto crescimento do efetivo de bovinos estavam reunidos no Oeste Catarinense e

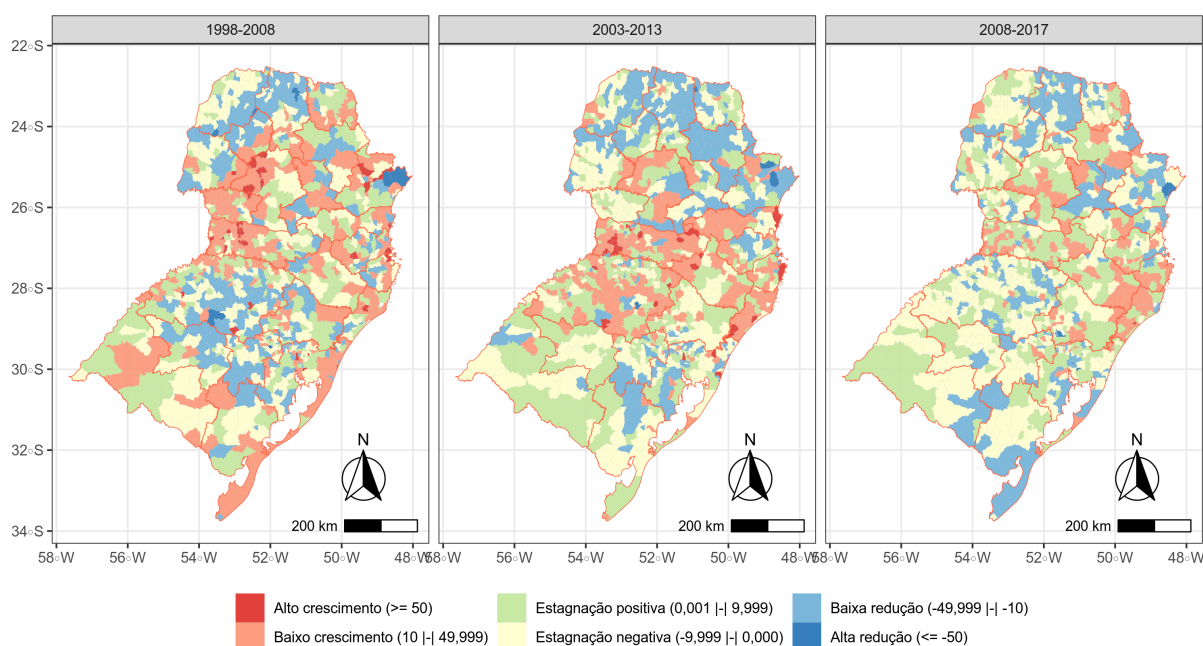


FIGURA 12 – Crescimento do efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017

que no último período (2008-2017) o número de municípios com esta característica caiu significativamente, ficando apenas o município de Maracajá do Sul Catarinense. Com esses resultados e a partir da Figura 12, percebeu-se que o estado de SC, sobretudo o Oeste Catarinense, teve parte significativa dos municípios com alto crescimento do efetivo de bovinos, embora tenha reunido municípios com menores produções bovinas ao longo de todos os períodos da análise (Figura 7, Figura 11).

Os municípios sulinos com redução do efetivo de bovino para todos os períodos estavam distribuídos de maneira intensa nos estados do RS e PR, destacadamente nas mesorregiões Norte Central Paranaense, Noroeste Rio-Grandense, Metropolitana de Porto Alegre, Noroeste Paranaense, Metropolitana de Curitiba e Norte Pioneiro Paranaense (Figura 12).

O rebanho bovino estagnado estava espalhado em todas mesorregiões sulinas, porém com maior concentração no Noroeste Rio-Grandense, Metropolitana de Porto Alegre, Oeste Catarinense, Centro Oriental Rio-Grandense, Noroeste Paranaense, Nordeste Rio-Grandense, Oeste Paranaense, Vale do Itajaí, Centro-Sul Paranaense e extremo sul do RS (Figura 12). Portanto, percebe-se que parte significativa das mesorregiões que concentravam municípios com redução do efetivo de bovinos também

reuniam municípios com estagnação do rebanho (Figura 12).

A partir da análise dos resultados da TCR, é possível afirmar que embora os altos valores do efetivo de bovinos se concentrem nas regiões do Sudoeste Rio-Grandense, Sudeste Rio-Grandense, Centro Ocidental Rio-Grandense, Noroeste Paranaense e Centro Sul Rio-Grandense, nem todas elas concentram municípios com tendências de aumento do efetivo de bovinos. Isso pode ser observado nas regiões do Centro Ocidental Rio-Grandense, Sudoeste e Sudeste Rio-Grandense, que reuniram municípios com tendência de redução e/ ou estagnação do efetivo de bovinos (Figura 12), embora tenham alguns registros de municípios com aumento do rebanho bovino, sobretudo no primeiro período da análise (1998-2008). Assim sendo, os aumentos do efetivo de bovinos foram nítidos nas regiões do Noroeste Rio-Grandense, Metropolitana de Porto Alegre (RS), Nordeste Rio-Grandense, Oeste Catarinense, Sul Catarinense, Vale do Itajaí (SC), Norte Catarinense, Centro-Sul Paranaense, Norte Central Paranaense, Norte Pioneiro Paranaense e Metropolitana de Curitiba (PR) (Figura 12). Foram igualmente observadas concentrações de municípios com tendência de redução do efetivo de bovinos nas regiões do Norte Central Paranaense, Metropolitana de Curitiba, Noroeste Paranaense, Oeste Paranaense, Centro Oriental Rio-Grandense, Noroeste Rio-Grandense e Metropolitana de Porto Alegre. Observou-se, portanto, que algumas mesorregiões que concentravam municípios com aumento do efetivo de bovinos também concentravam municípios com redução do efetivo de bovinos. Assim, segundo a Figura 5 e de acordo com Oliveira (2015), o efetivo de bovinos nos municípios da Região Sul do Brasil apresenta uma tendência de redução e estagnação, principalmente em municípios dos estados do RS e PR. Essa tendência, de acordo com Maranhão (2015) e Nepstad, Stickler e Almeida (2006), pode ser explicada, em parte, pelo aumento da produção da soja e cana-de-açúcar que tornaram-se rentáveis. Ademais, a bovinocultura nos campos sulinos enfrenta dificuldades de manejo, o que contribui também para a sua conversão em produção vegetal (OLIVEIRA, 2015; FACCIO CARVALHO; BATELLO, 2009). É importante destacar que no período de 2008-2017 teve apenas um município do estado de SC (Maracajá) com alto crescimento do efetivo de bovinos e esteve rodeado por municípios com baixo crescimento do efetivo de bovinos. O Maracajá se situa no Sul Catarinense, região que contém municípios com crescimento da produção pecuária e há presença de indústrias frigoríficas, abatedouros e processadores de carnes (PAGANI *et al.*, 2018). Embora haja tendência de redução e/ ou estagnação do efetivo de bovinos, houve aumento nas exportações da carne bovina *in nature* no período analisado devido ao aumento da produtividade animal (kg/cabeça/ano) (MCMANUS *et al.*, 2016; ABIEC, 2020). Todavia, o estado de SC continua com exportações mais inferiores entre os estados (ABIEC, 2020), apesar da atenção que tem vindo a ganhar por parte do estado, *stakeholders* e iniciativas privadas (PAGINI, 2018). Assim, o estado de SC demanda ainda mais intervenção para

incremento da produção bovina. Para tanto, exige-se modificações e aperfeiçoamento no processo produtivo pecuário no estado (ZENI, 2001).

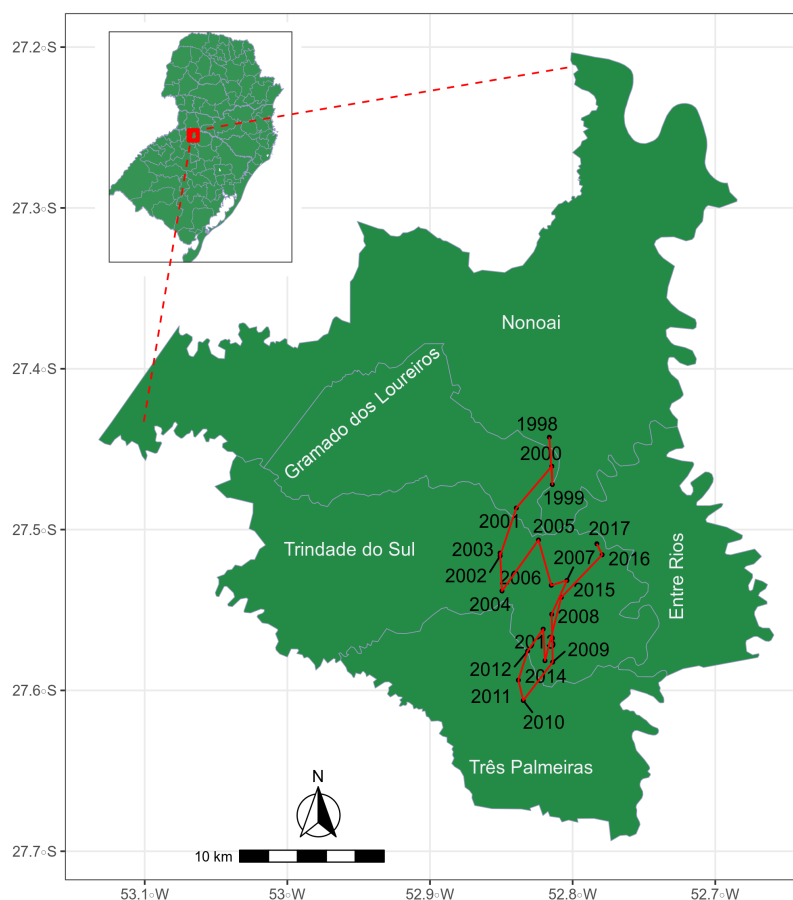


FIGURA 13 – Deslocamento do efetivo de bovinos no sul do Brasil

O centro de gravidade do efetivo de bovinos vinha se deslocando do Norte da Região Sul para o extremo Sul no período de 1998 a 2010 (Figura13). Ao passo que no período de 2010 a 2017 observou-se uma tendência de retorno para o extremo Norte (Figura13). Essa análise, portanto, sugeriu que a produção bovina era forte no extremo sul do RS nos primeiros períodos, mais especificamente nos intervalos de 2000 a 2004 e 2007 a 2010, e nos últimos períodos apresentou estagnação e/ou redução da produção, enquanto nos municípios do estado de SC houve aumento do rebanho bovino, o que se verificou também nos municípios do PR (Figura 12), principalmente nas regiões do Centro-Sul Paranaense (32,11%), Sudoeste Paranaense (19,49%) e Norte Pioneiro Paranaense (8,55%), observados a partir das taxas de crescimento relativo determinadas para cada mesorregião no período de 1998 a 2017. Essas taxas revelaram também que todas as mesorregiões do RS, exceto a Sudoeste Rio-Grandense, tiveram redução do efetivo de bovinos, principalmente a Centro Oriental (-19,95%) e a Centro Ocidental Rio-Grandense (-10,64%). Todas mesorregiões do estado de SC, com exceção da Norte Catarinense, tiveram aumento do seu rebanho. Das dez mesorregiões do PR, apenas quatro tiveram aumento do seu rebanho: os

três supracitados mais Sudeste Paranaense (1,65%). Portanto, das 23 mesorregiões apenas 10 tiveram crescimento do efetivo de bovinos no período analisado e estavam concentradas nos estados de SC e PR.

4.2 SOJA

A Figura 14 apresenta a distribuição da quantidade produzida de soja no sul do Brasil, e revela-nos que parte significativa dos municípios produziu entre 0 e 100 mil toneladas de soja de 1998 a 2017, e pouquíssimos possuíam acima de 200 mil toneladas de soja. Ademais, na Figura 15 é possível verificar uma tendência de aumento da produção de soja no sul do Brasil, sobretudo no quadriênio 2014/2017, período em que se observou um crescimento sucessivo da produção, e único entre 1998 a 2017. Constatou-se um comportamento similar de aumento para área relativa plantada com soja para todos estados sulinos ao longo do tempo (Figura 15).

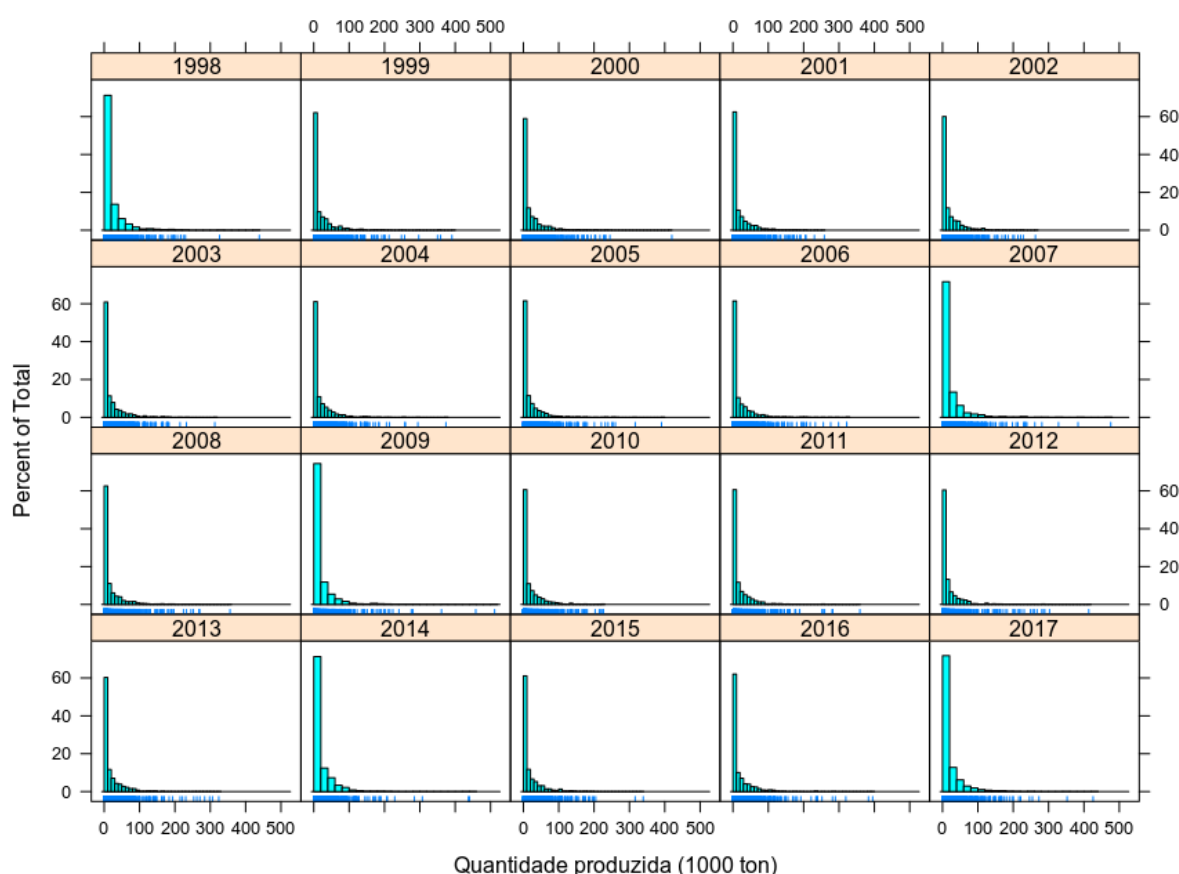


FIGURA 14 – Distribuição da produção de soja na Região Sul do Brasil.

A partir da Figura 15, é possível verificar que o PR (Paraná) teve maior produção e com ligeiras quedas ao longo do tempo, enquanto o RS (Rio Grande do Sul) teve a segunda maior produção, porém com uma queda acentuada e sucessiva entre 2003 e 2005, registrada igualmente em 2012, e o estado de SC (Santa Catarina) teve um

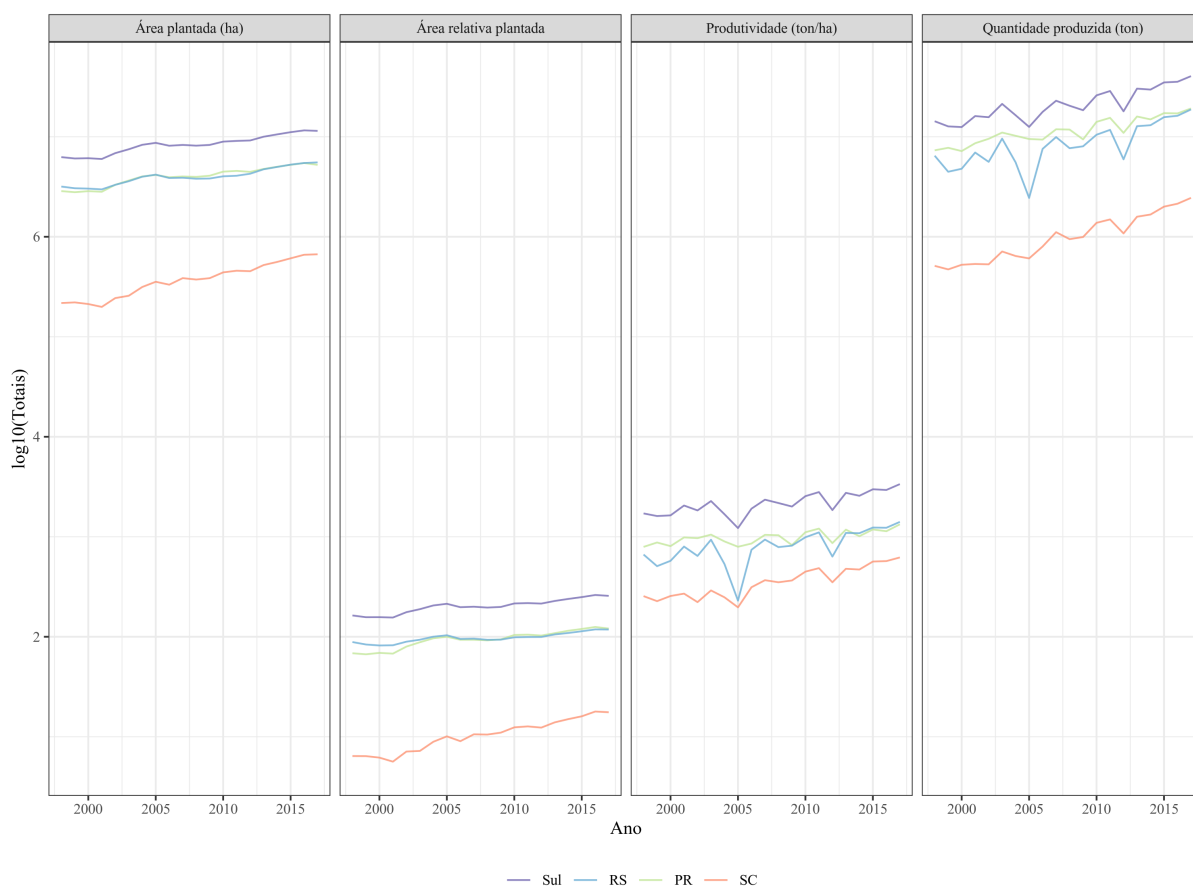


FIGURA 15 – Série temporal da produção de soja de 1998 a 2017 no sul do Brasil.

comportamento similar ao do PR. Ademais, constatou-se um crescimento da área plantada (AP), da área relativa plantada (ARP), da quantidade produzida (QP) e do rendimento médio (RM), apesar das altas quedas registradas em 2004, 2005 e 2012 para a quantidade produzida (QP) e para o rendimento médio (RM), anos em que se registrou aumento da área plantada (AP). Em 2004 e 2005 as quedas podem ser explicadas devido a estiagem, além da conjuntura mundial de preços da soja, que afetou, em parte, a produção mundial dessa *commodity* (BRANDÃO; REZENDE; MARQUES, 2006). As perdas da produção dos estados do PR e RS na safra 2004/2005 foram responsáveis por mais de 80% das perdas totais da produção brasileira de soja (EMBRAPA, 2020). Enquanto em 2012, segundo a pesquisa do IBGE, dado LSPA (IBGE, 2020a), houve queda da produção de soja no âmbito nacional de 12% quando comparado a 2011 por causa de seca que assolou, principalmente, as regiões Sul e Nordeste. Ainda na Figura 15, pode-se perceber menores incrementos das APs e maiores aumentos das QPs, sobretudo no último período da análise (2013-2017). Vale ressaltar que, nesse período, enquanto a produção e a área plantada aumentaram 33,33% e 14,34%, respectivamente, o rendimento médio cresceu cerca de 16,69%. Assim, é possível verificar que o aumento da produção, no período de 2013 a 2017, foi impulsionado principalmente pelo aumento da produtividade, que apresentou taxa

de crescimento acima daquela apresentada pela área plantada. Os demais períodos (1998-2003, 2003-2008, 2008-2013) foram de produtividade baixa para a sojicultura sulina, com destaque para o período de 2008-2013 quando a área plantada na região aumentou em 12,66%, mas houve decréscimo de -12,06% na quantidade produzida.

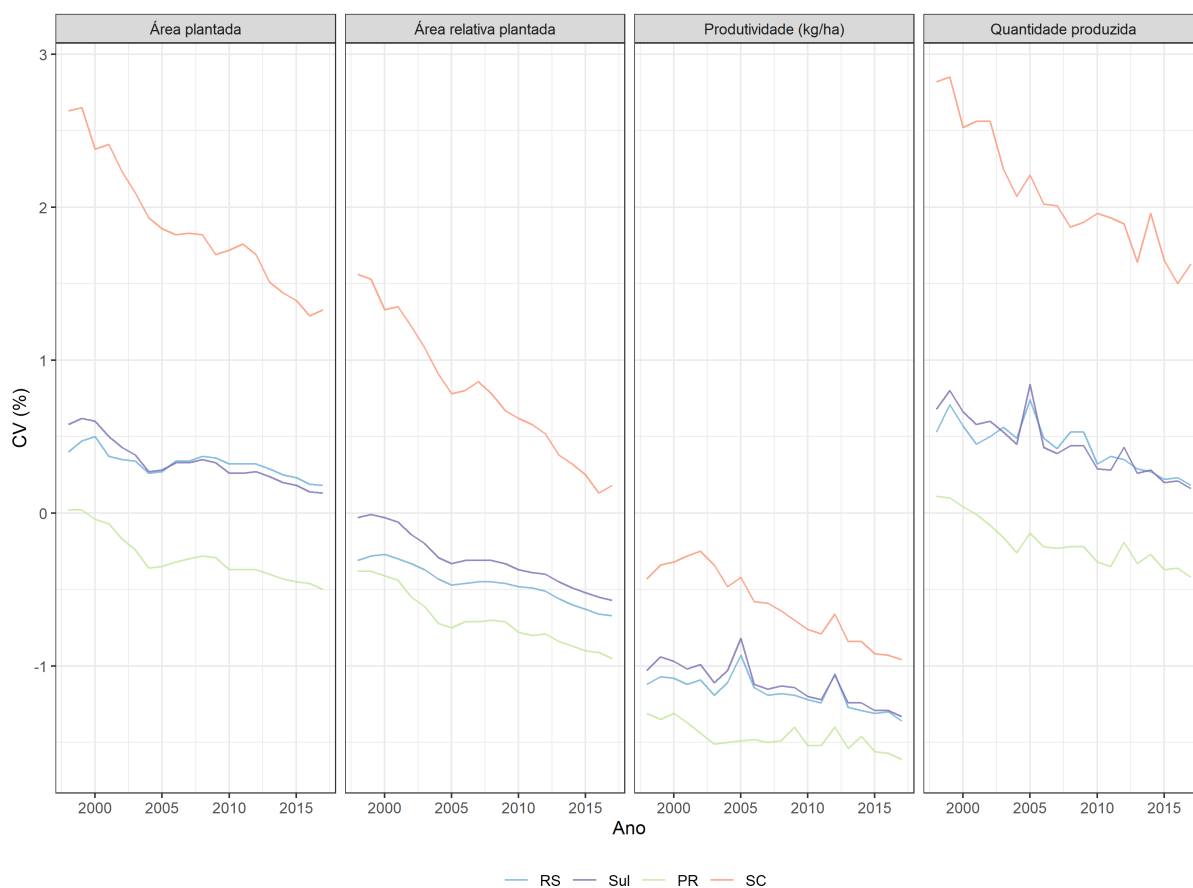


FIGURA 16 – Coeficientes de variação da AR, ARP, QP e da produtividade no sul do Brasil de 1998 a 2017.

Observou-se, na Figura 16, que o estado de SC tem maior dispersão em termos de AP, QP e produtividade, isto é, agrega municípios que apresentam entre si altas diferenças em termos de produção da soja. Em contraste, o PR apresenta municípios que têm menores diferenças com relação a essas variáveis. Outrossim, a Figura 16 evidencia, de modo genérico, que as diferenças em termos de AP, ARP, QP e produtividade entre os municípios sulinos estão diminuindo, apesar dos maiores aumentos registrados para QP e produtividade em 2004, 2005 e 2012, anos de queda da produção, descritos acima. Ademais, de 2014 até 2017 observou-se redução significativa das diferenças entre os municípios sulinos em termos da produção de soja.

Em um contexto mesorregional, percebeu-se que o Noroeste Rio-Grandense teve as maiores quantidades produzidas e áreas relativas plantadas de soja em quase todo período analisado, exceto em 2005, ano em que registrou a maior queda de quantidade produzida. Seguido do Oeste Paranaense, que teve as maiores quantida-

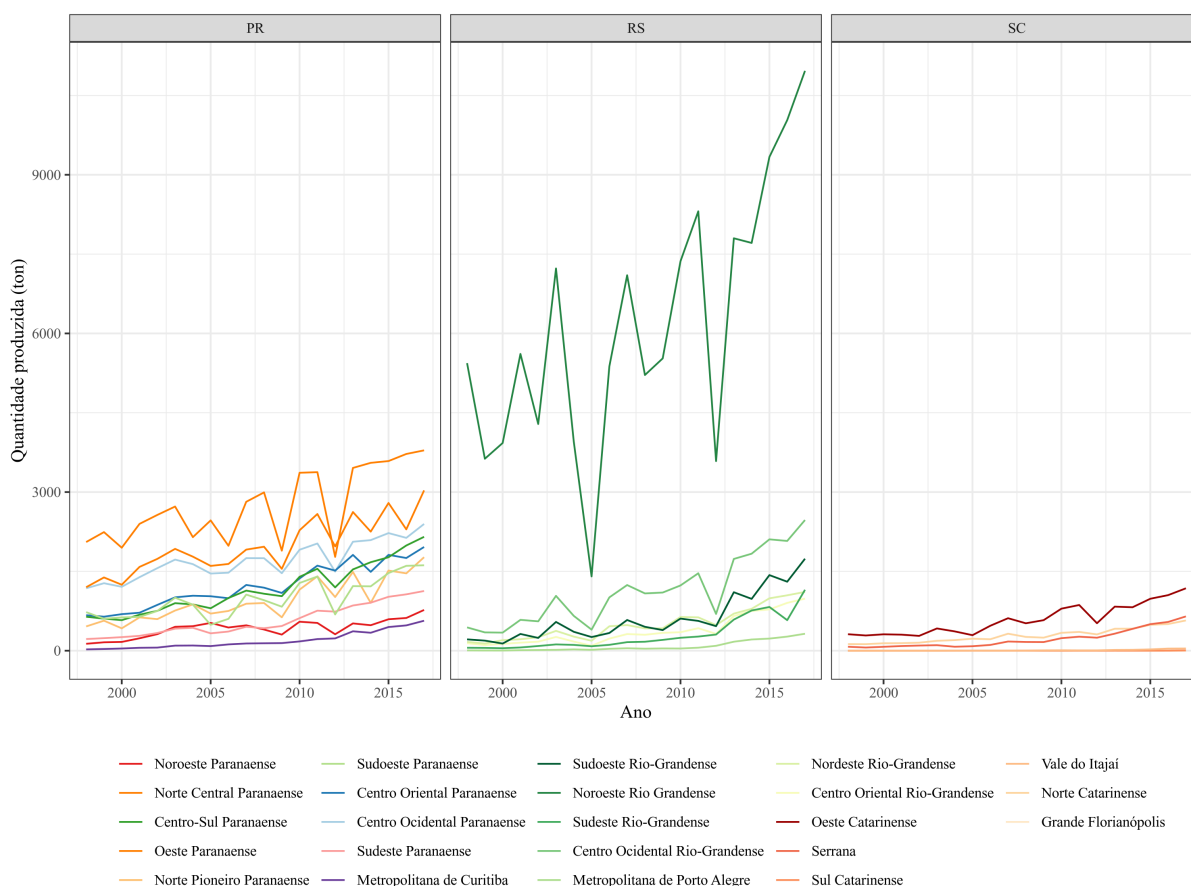


FIGURA 17 – Série temporal das quantidades produzidas de soja de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.

des produzidas e áreas relativas plantadas no seu estado (Figura 17, Figura 18). A mesorregião Oeste Catarinense (SC) teve as maiores quantidades produzidas e áreas relativas plantadas ao longo do período analisado. Enquanto as mesorregiões Metropolitana de Curitiba (PR), Metropolitana de Porto Alegre (RS) e Grande Florianópolis (SC) tiveram as menores quantidades produzidas e áreas plantadas de soja em seus estados (Figura 17, Figura 18). Outrossim, uma tendência de aumento das quantidades produzidas e áreas plantadas da soja se observou em quase todas mesorregiões sulinas, sobretudo nas mesorregiões Noroeste Rio-Grandense e Oeste Paranaense, além de uma tendência de estagnação para as mesorregiões Grande Florianópolis, Sul Catarinense e Vale do Itajaí (Figura 17, Figura 18).

Em termos de diferenças entre os municípios dessas mesorregiões sobre a variável quantidade produzida, constatou-se um fenômeno inverso ao de totais dessa variável, pois as mesorregiões com as maiores quantidades produzidas tendiam a ter menores dispersões, isto é, menores diferenças das produções sojícola entre municípios dessas regiões, e o inverso é verdadeiro, com destaque para Metropolitana de Curitiba, Centro Oriental Rio-Grandense, Metropolitana de Porto Alegre, Grande Florianópolis e Sul Catarinense (Figura 19).

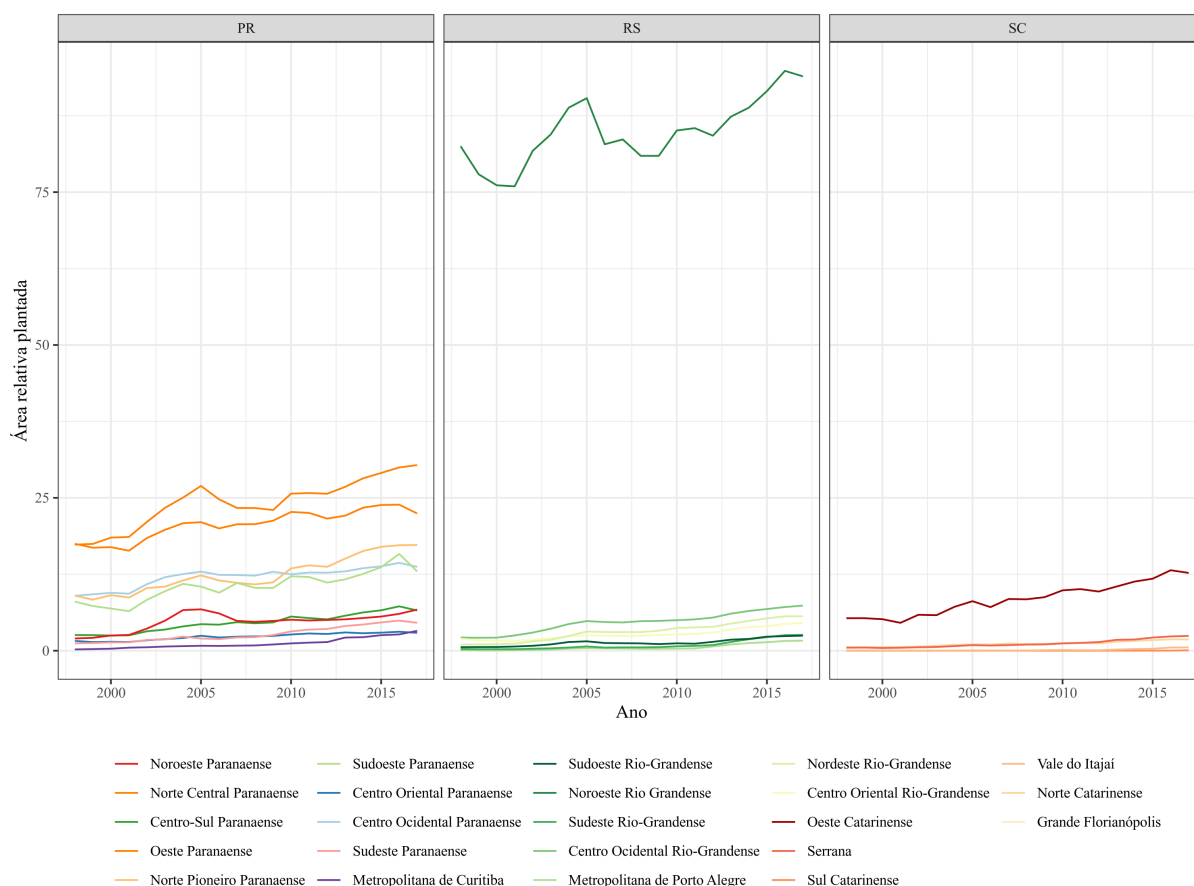


FIGURA 18 – Série temporal das áreas relativas plantadas de soja de 1998 a 2017 no sul do Brasil por mesorregião.

A composição de 10 municípios da Região Sul com maiores quantidades produzidas de soja no período de 1998 a 2017, doravante *top 10*, de acordo com a Figura 20, modificou-se ao longo do tempo, observando-se municípios integrantes em alguns períodos e excludentes em outros. Assim, os municípios do PR (Cascavel, Castro, Tibagi e Toledo) e RS (Tupanciretã, Palmeira das Missões e Cruz Alta) se destacaram em termos de quantidades produzidas médias da soja, pois fizeram parte do *top10* em todos períodos analisados. Seguidos apenas por municípios do PR: Assis Chateaubriand e Ponta Grossa, que não figuraram em apenas um período, 2013-2017 e 1998-2003, respectivamente. Em contraste, o município Júlio de Castilhos (RS) figurou nos dois últimos períodos (2008-2013 e 2013-2017) e Cachoeira do Sul figurou apenas no último período (2013-2017), revelando-se como municípios emergentes em termos de potencial de crescimento da produção sojícola. Uma regressão foi observada em um município do PR (Mamborê) que parou de figurar no *top10* nos dois últimos períodos (2008-2013 e 2013-2017). Situação similar foi notada no município de Santa Bárbara do Sul do RS que fez parte apenas no primeiro período da análise (1998-2003). Em todos períodos, portanto, os *top10* são compostos por municípios dos estados do PR e RS, porém maior parte dos municípios são do PR. Outra constatação importante é

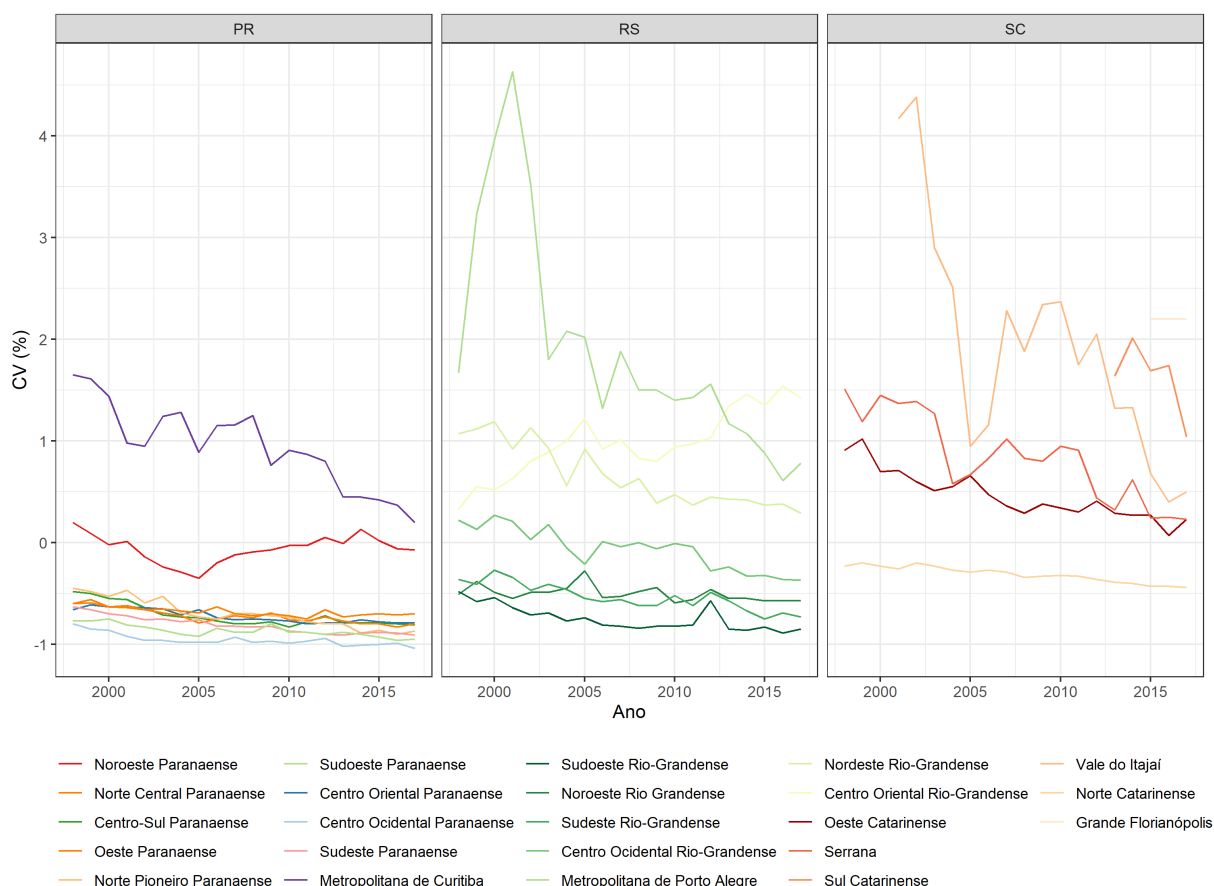


FIGURA 19 – Série temporal das diferenças de quantidade produzida de soja entre municípios sulinos de 1998 a 2017 por mesorregião.

de que nem todos municípios com altas quantidades produzidas médias têm maiores áreas relativas plantadas e maiores produtividades, pois observou-se na Figura 21 (área plantada de soja) que não figura nenhum dos municípios integrantes no top10 das quantidades produzidas (Figura 20). Ademais, notou-se que apenas quatro municípios (Castro, Toledo, Ponta Grossa e Julho de Castilhos) que fazem parte da lista do *top 10* da produção de soja (Figura 20) é que possuem igualmente maiores produtividades (Figura 22).

De acordo com a Secretaria de Planejamento, todos municípios do RS que figuraram nos *top10*, exceto Santa Bárbara do Sul, se destacaram em termos de produção de soja, chegando juntos a produzir em média 300 mil toneladas (SPOG, 2020). Ao passo que Melo, Fontana e Berlato (2004) observaram que todos municípios desse estado que figuraram nos *top10* faziam parte do grupo de municípios com maiores produções da soja, excluindo Cachoeira do Sul que não fazia parte do estudo. Portanto, todos municípios do RS que figuraram nos *top10* fazem parte das regiões consideradas favoráveis para o plantio da soja, observando-se tipo de solo e disponibilidade hídrica (CUNHA *et al.*, 2001).

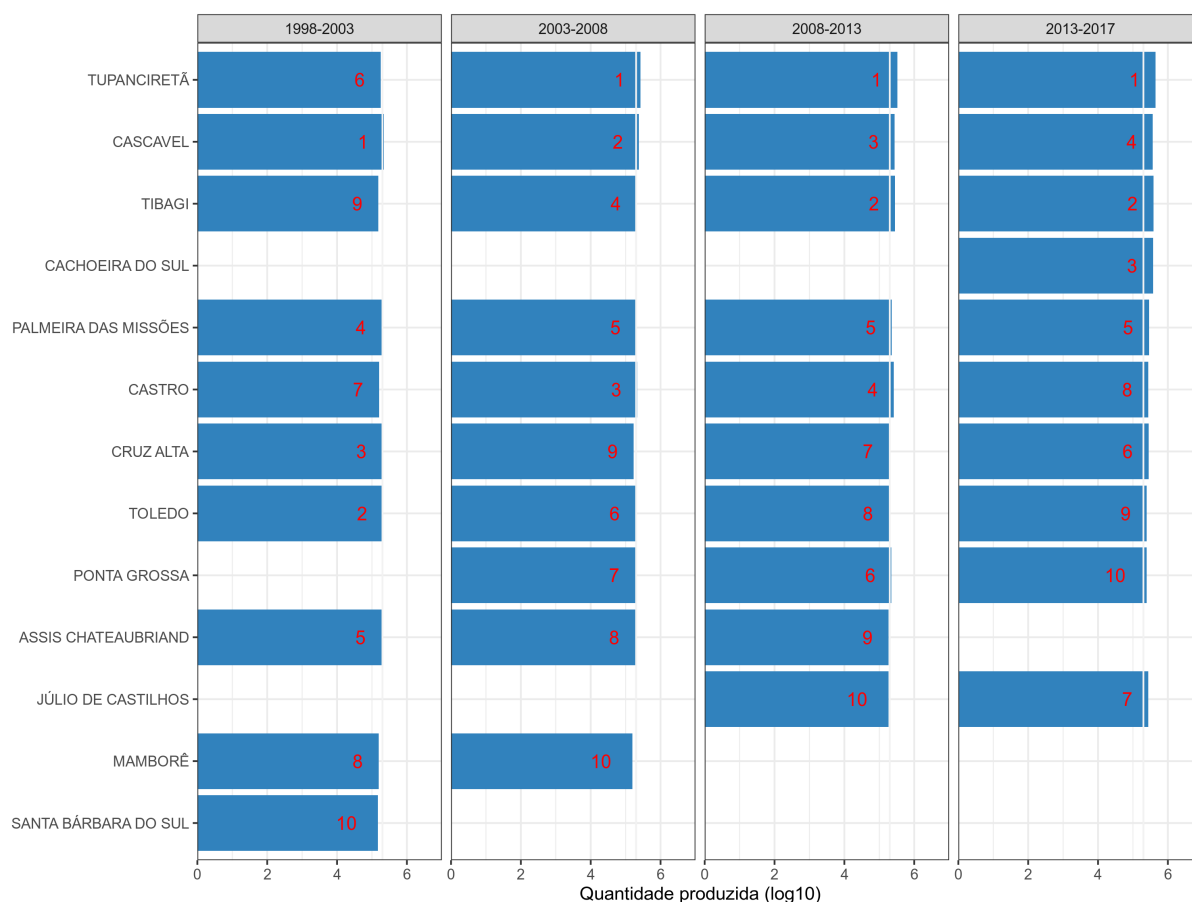


FIGURA 20 – Top 10 da produção de soja no sul do Brasil.

Os municípios do estado do PR que figuraram nos *top10*, excetuando Mamboré, segundo IBGE citado por Cima *et al.* (2018), são municípios com altas produções de grãos, e juntos com os municípios Terra Roxa e Guarapuava representaram 12,76% da produção total do estado em 2017. Assim, esses municípios que figuraram nos *top10* tal e qual os do RS fazem parte das regiões tidas como favoráveis para o cultivo da soja (FARIAS *et al.*, 2001).

Não se observa nenhum município do estado de SC em todos *top10* talvez porque nesse estado predomina terras de baixo potencial para o cultivo da soja, por ter relevo acidentado, que limita o uso de máquinas e implementos, e devido à solos susceptíveis à erosão (CHAGAS *et al.*, 1999).

A Tabela 4 mostra os valores calculados do I global de Moran e G geral de Getis-Ord para a variável quantidade produzida da soja e seus respectivos valores padronizados. Os valores de I global de Moran variaram entre 0,551 e 0,556 e foram significantes a um nível de confiança perto de 99,9% e $Z(I) > 2,58$. Isso indicou que as quantidades produzidas de soja no Sul do Brasil mostraram uma autocorrelação espacial positiva e significativa entre 1998 a 2017, isto é, municípios com maior ou menor produção sojícola estavam circundados por outros municípios com características

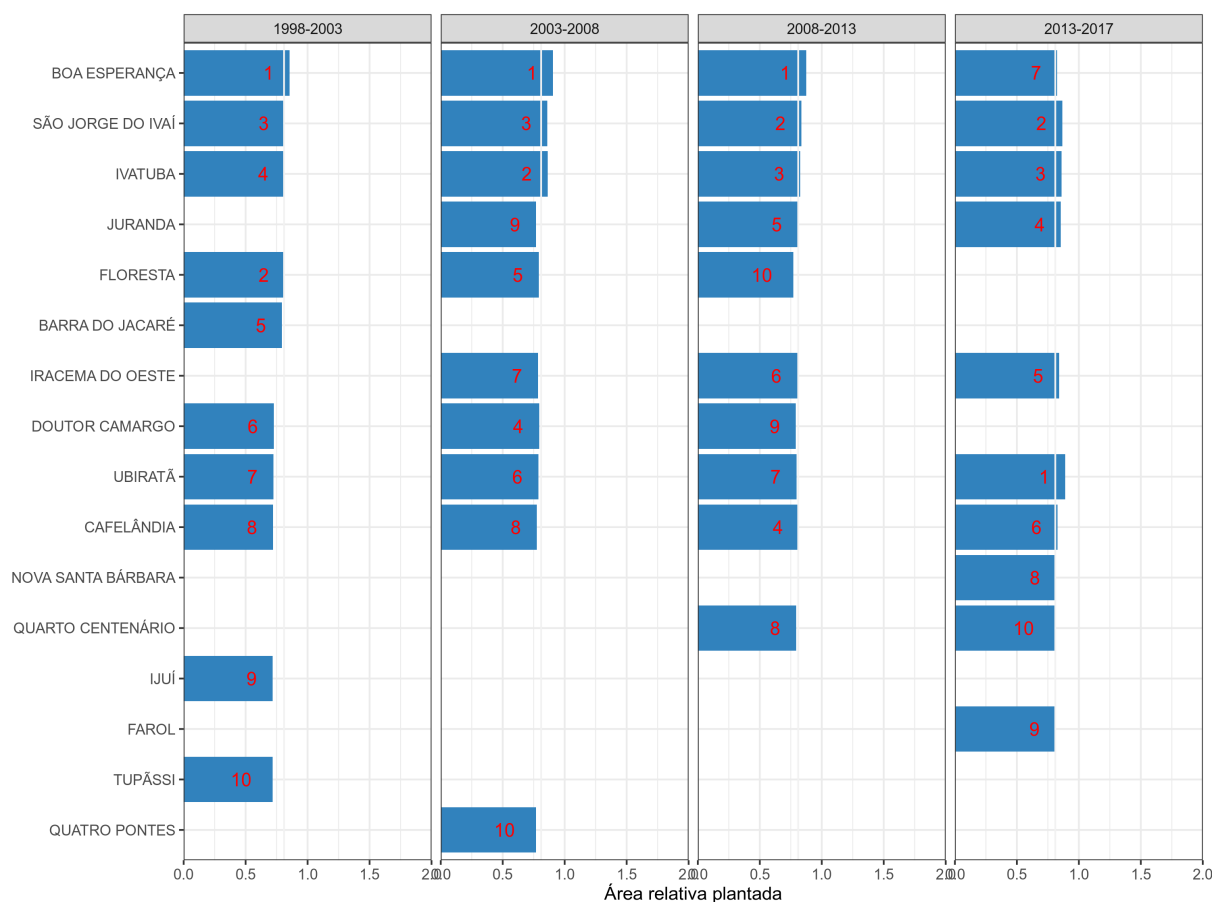


FIGURA 21 – Top 10 da área plantada de soja no sul do Brasil.

semelhantes. Os resultados do G geral para a mesma variável foram todos maiores do que o valor esperado e os $Z(G) > 2,58$ a um nível de confiança, igualmente, perto de 99,9%. Isso sugeriu que a produção sojícola na Região Sul tendia a ser um agrupamento de altos valores. Ademais, não houve uma mudança tão significativa na associação espacial entre os municípios com relação as quantidades produzidas de soja, pois os valores de I e G praticamente não mudaram.

TABELA 4 – Autocorrelação espacial global da produção de soja de 1998 a 2017.

Período	I	E(I)	Z(I)	G	E(G)	Z(G)
1998-2003	0,556	-0,0008	31,458	0,018	0,0048	37,395
2003-2008	0,538	-0,0008	31,381	0,018	0,0048	37,599
2008-2013	0,530	-0,0008	30,850	0,017	0,0048	37,152
2013-2017	0,511	-0,0008	28,884	0,015	0,0048	36,877

Fonte: Autor (2020).

Em termos de área relativa plantada, constatou-se uma associação espacial positiva, forte e significativa em todo período analisado, pois, os valores de I e G calculados estiveram no intervalo de 0,800-0,826 e 0,010-0,013, respectivamente (Tabela 5). Esses valores revelaram que municípios com maiores ou menores áreas relativas plantadas com soja estavam rodeados por outros com características similares.

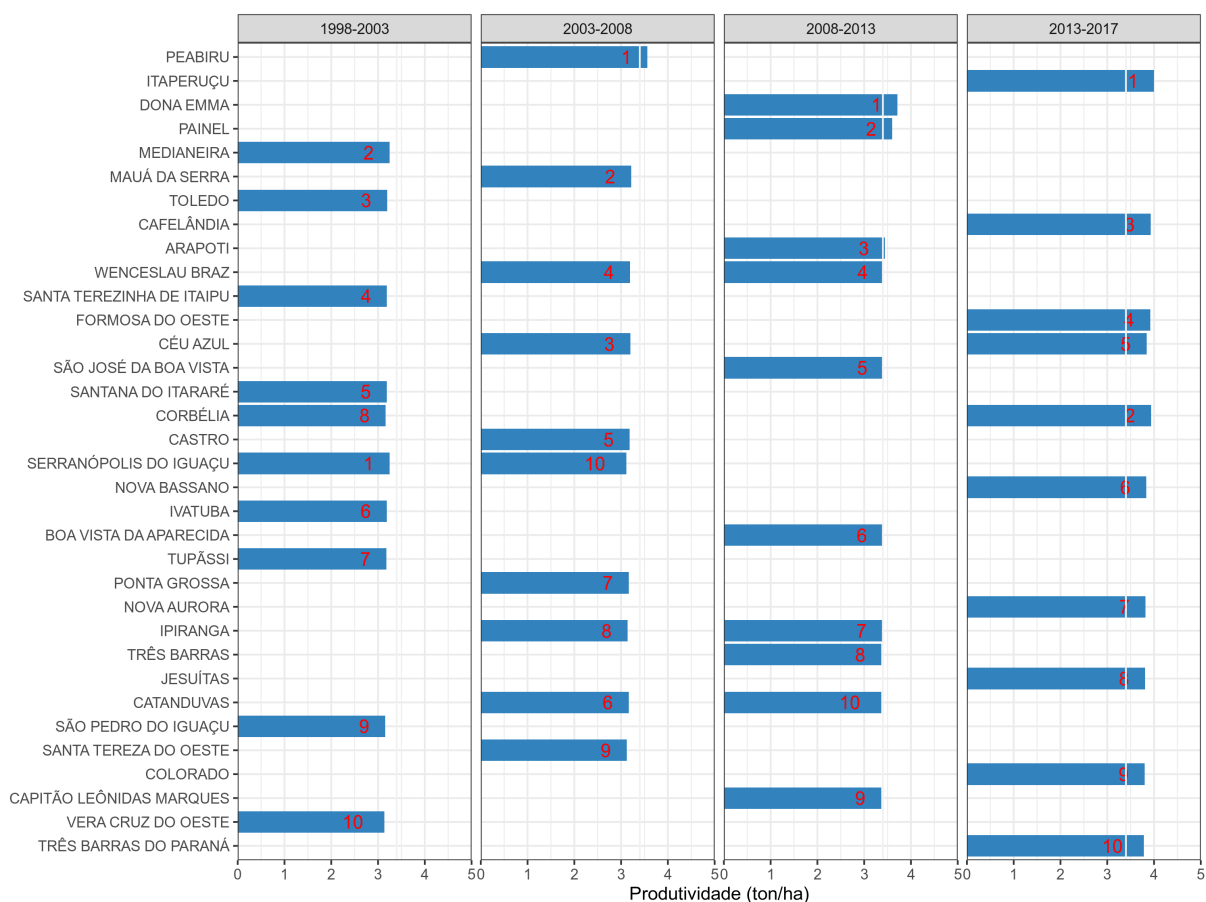


FIGURA 22 – Top 10 da produtividade de soja no sul do Brasil.

TABELA 5 – Autocorrelação espacial global da área relativa plantada de soja de 1998 a 2017.

Período	I	E(I)	Z(I)	G	E(G)	Z(G)
1998-2003	0,826	-0,0008	45,980	0,013	0,0048	39,505
2003-2008	0,824	-0,0008	45,740	0,011	0,0048	37,677
2008-2013	0,811	-0,0008	44,834	0,011	0,0048	36,550
2013-2017	0,800	-0,0008	44,229	0,010	0,0048	34,496

Fonte: Autor (2020).

Os resultados de I global de Moran e G geral de Getis-Ord para as variáveis quantidade produzida e área relativa plantada viabilizaram para as análises de associação espacial local, que seguidamente são descritas.

As análises de autocorrelação espacial local revelaram uma forte autocorrelação espacial significativa ($p - value \leq 5\%$) de altos e baixos valores de quantidades produzidas e áreas relativas plantadas de soja (agrupamentos alto-alto e baixo-baixo, respectivamente), além de alguns registros de agrupamentos baixo-alto e alto-baixo (Figura 23, Figura 24).

Os municípios com maiores quantidades produzidas de soja cercados por outros com características similares (*cluster* alto-alto) estavam concentrados no Noroeste Rio-Grandense, Oeste Paranaense, Centro Ocidental Paranaense, Centro Ocidental

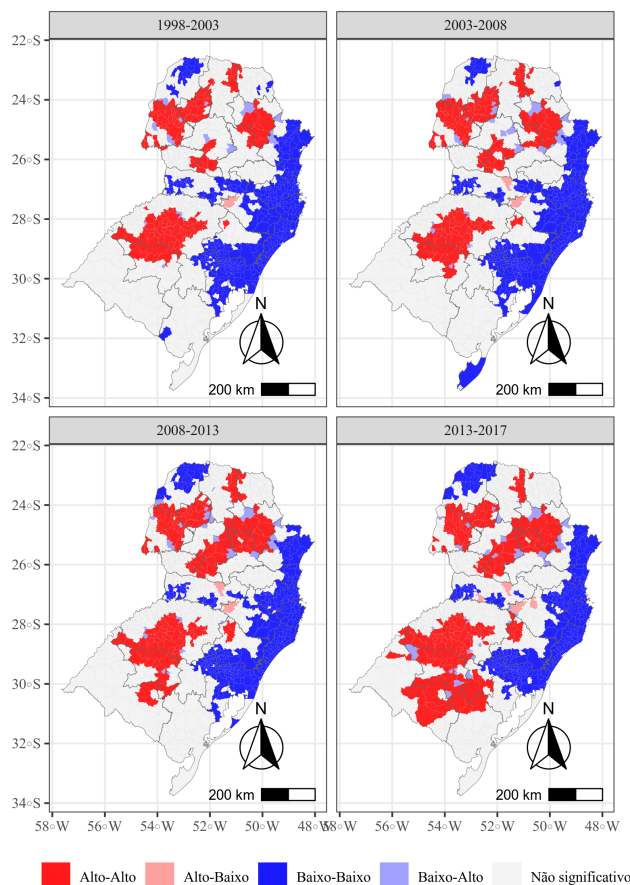


FIGURA 23 – Agrupamentos espaciais da produção de soja no sul do Brasil

Rio-Grandense e Norte Central Paranaense. Outrossim, importa ressaltar que não houve registro de municípios com essa característica em SC (Figura 23, Tabela 6). Enquanto os municípios com menores quantidades produzidas de soja circundados por outros municípios também com menores valores (*cluster* baixo-baixo) estavam distribuídos em todos estados, com maior concentração nas mesorregiões de Metropolitana de Porto Alegre, Vale do Itajaí, Sul Catarinense, Oeste Catarinense e Nordeste Rio-Grandense (Figura 23, Tabela 7).

Além dos agrupamentos acima, verificou-se municípios com menores quantidades produzidas de soja rodeados por outros municípios com altos valores dessa variável (*cluster* baixo-alto), dos quais estavam concentrados no Oeste Paranaense, Noroeste Rio-Grandense e Centro Ocidental Rio-Grandense. Ademais, foram constatados municípios com maior quantidade produzida, porém rodeado por municípios com baixa produção sojícola (*cluster* alto-baixo) nas mesorregiões Serrana (Campos Novos e Curitibanos), Oeste Catarinense (Água Doce e Chapecó) (Figura 23).

Em termos da área relativa plantada com soja, observou-se que o Noroeste Rio-Grandense agrupa municípios com maiores áreas plantadas com a soja, além das mesorregiões de Oeste Paranaense, Centro Ocidental Paranaense, Norte Central

TABELA 6 – Número de municípios com agrupamento alto-alto da produção de soja por mesorregião e período.

Mesorregião	Período			
	1998-2003	2003-2008	2008-2013	2013-2017
Oeste Paranaense	29	30	25	24
Centro Ocidental Paranaense	20	21	19	16
Centro Oriental Paranaense	7	8	8	8
Centro-Sul Paranaense	6	0	12	11
Sudeste Paranaense	4	5	7	7
Noroeste Paranaense	3	6	4	4
Sudoeste Paranaense	3	3	5	4
Norte Pioneiro Paranaense	2	3	5	1
Nordeste Rio-Grandense	0	2	3	4
Centro Oriental Rio-Grandense	0	1	1	4
Noroeste Rio-Grandense	0	44	47	52
Centro Ocidental Rio-Grandense	0	8	10	13
Norte Central Paranaense	0	12	9	8
Metropolitana de Curitiba	0	0	1	1
Sudoeste Rio-Grandense	0	0	1	6
Sudeste Rio-Grandense	0	0	0	3
Total	74	143	157	166

Fonte: Autor (2020).

TABELA 7 – Número de municípios com agrupamento baixo-baixo da produção de soja por mesorregião e período.

Mesorregião	Período			
	1998-2003	2003-2008	2008-2013	2013-2017
Vale do Itajaí	52	53	52	49
Oeste Catarinense	32	31	29	31
Sul Catarinense	44	44	46	45
Grande Florianópolis	20	21	21	21
Serrana	17	18	16	14
Norte Catarinense	17	16	16	14
Metropolitana de Porto de Alegre	90	91	91	84
Nordeste Rio-Grandense	31	29	29	29
Centro Oriental Rio-Grandense	20	28	26	27
Noroeste Rio-Grandense	3	3	1	1
Sudeste Rio-Grandense	10	12	7	2
Metropolitana de Curitiba	24	25	22	22
Noroeste Paranaense	16	14	31	36
Norte Pioneiro Paranaense	8	2	0	0
Sudeste Paranaense	2	2	2	2
Sudoeste Rio-Grandense	6	3	3	1
Centro Ocidental Rio-Grandense	2	0	0	0
Total	403	392	392	378

Fonte: Autor (2020).

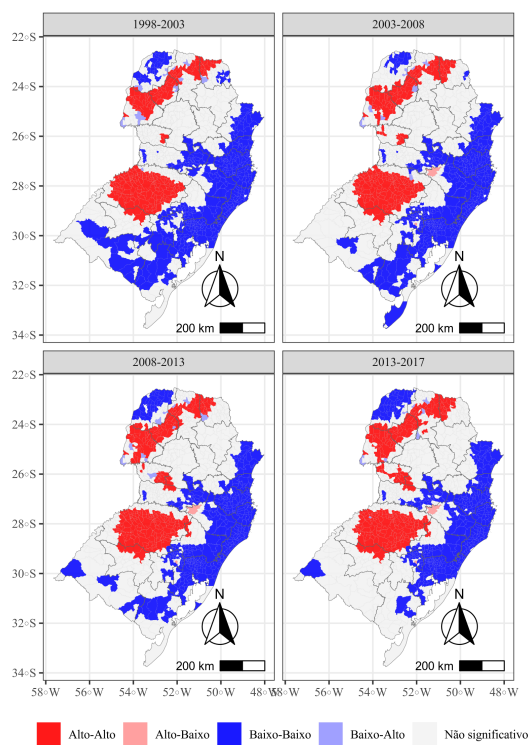


FIGURA 24 – Agrupamentos espaciais da área relativa plantada de soja no sul do Brasil

Paranaense, Norte Pioneiro Paranaense e Sudoeste Paranaense (Figura 24). Ao passo que o Noroeste Paranaense, Metropolitana de Curitiba, Nordeste Rio-Grandense, Metropolitana de Porto Alegre, Serrana, Sul Catarinense, Grande Florianópolis e Vale do Itajaí agrupam de maneira significativa municípios com baixas áreas destinadas para plantio de soja. Além disso, os municípios das mesorregiões Sudoeste Rio-Grandense e Sudeste Rio-Grandense possuíam pequenas áreas plantadas com soja, porém com o passar do tempo observou-se uma perda dessa característica, passando a ter um agrupamento não significativo, sobretudo no último período da análise (2013-2017) (Figura 24).

A Figura 25 mostra mapas da taxa de crescimento da produção de soja. Assim, observou-se que ao longo do período a produção de soja teve uma expansão constante em quase todas mesorregiões sulinas, excetuando alguns municípios localizados na região leste (sem dados de produção de soja), e o Noroeste Paranaense que teve municípios com tendência de estagnação ou redução das quantidades produzidas de soja. No período de 1998-2008, observou-se que o Noroeste Rio-Grandense agrupava muitos municípios estagnados e com redução da produção sojícola, o que não se observou, sobretudo, no período de 2008-2017, além do Oeste e Noroeste Paranaense que, no período de 2003-2013, reuniram municípios estagnados e com redução da produção sojícola. Alguns municípios, sobretudo do Noroeste Paranaense persistiram com esse comportamento até 2008-2017. Em suma, foi observada uma variação momentânea e pontual, ocorrendo ao longo do tempo e com redução da produção na

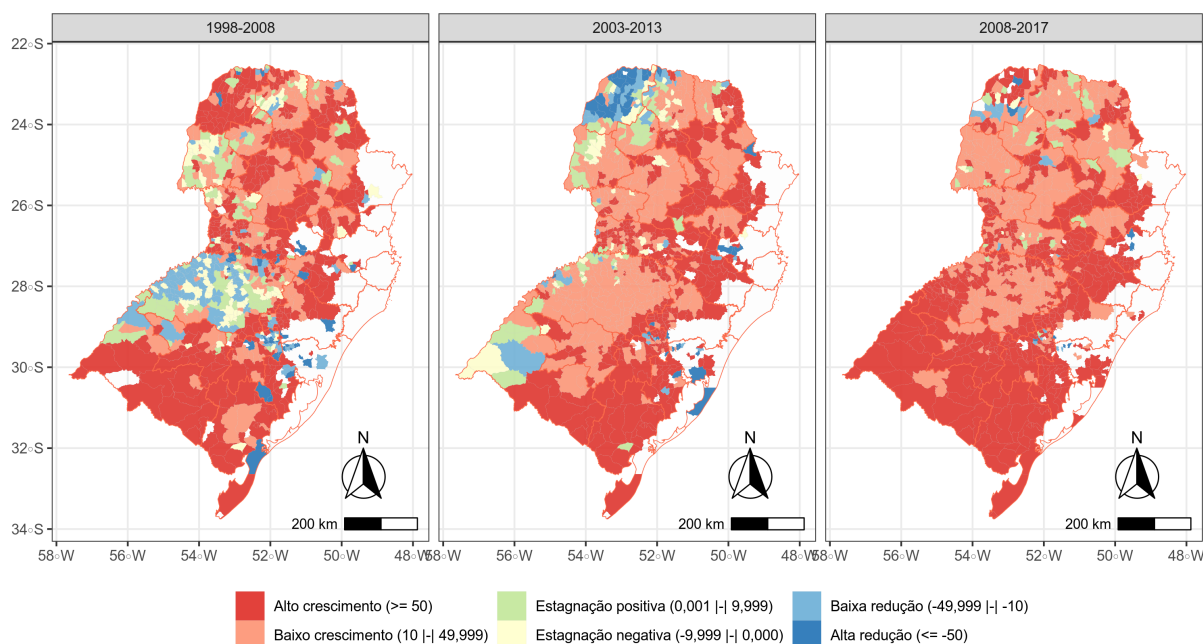


FIGURA 25 – Crescimento da produção de soja no sul do Brasil de 1998 a 2017

parte Noroeste Rio-Grandense (1998-2008), Sudoeste Rio-Grandense (2003-2013), Noroeste Paranaense (2003-2013 e 2008-2017) e oeste Paranaense (1998-2008 e 2003-2013) (Figura 25).

Ademais, em termos de áreas relativas plantadas, os mapas da taxa de crescimento relativo (Figura 26) mostraram que, em todos períodos da análise, os municípios do Noroeste Rio-Grandense estagnaram em termos de áreas destinadas para plantio de soja, principalmente nos períodos de 1998-2008 e 2003-2013. Comportamento semelhante foi observado para municípios do Oeste Paranaense, Centro Ocidental Paranaense e Norte Central Paranaense, sobretudo nos períodos de 2003-2013 e 2008-2017 (Figura 26). Contudo, apesar dessa estagnação, parte significativa dos municípios dessas regiões tendiam a aumentar as produções de soja, revelando-nos uma melhora na produtividade dessa *commodity* (Figura 25, Figura 15). Enquanto o Noroeste Paranaense reunia, sobretudo no período de 2003-2013, municípios com redução nas áreas destinadas para o cultivo da soja, e com algumas ocorrências de municípios com característica semelhantes no período de 2008-2017. Pode-se, portanto, concluir que há uma tendência de aumento das áreas plantadas com soja nos municípios sulinos (Figura 18).

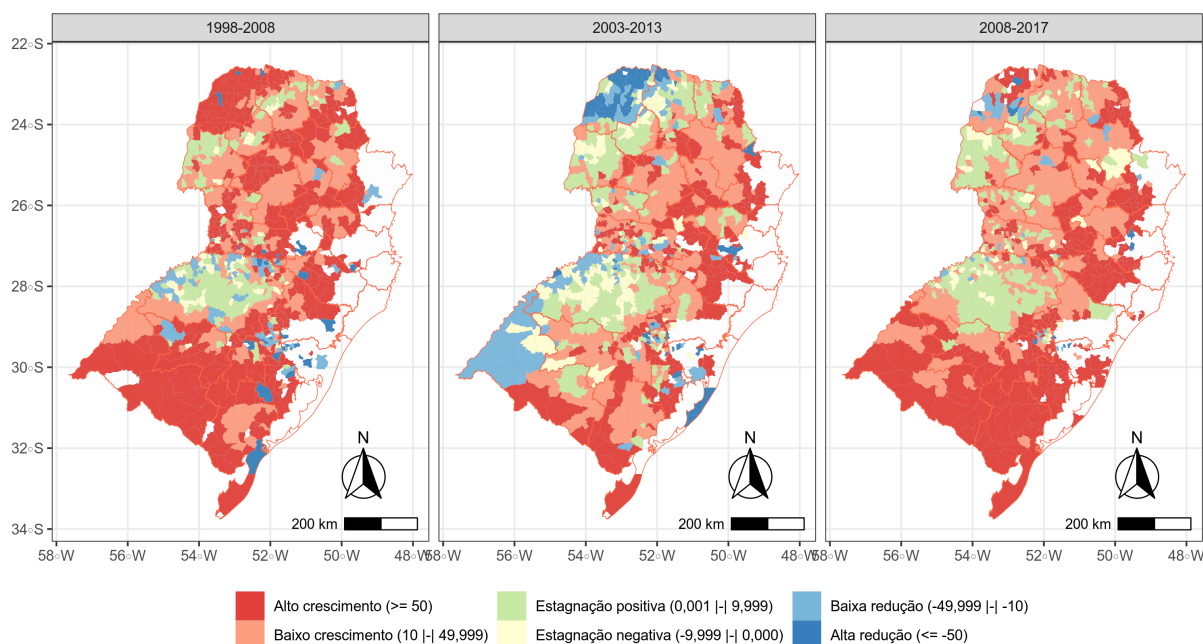


FIGURA 26 – Crescimento da área relativa plantada de soja no sul do Brasil de 1998 a 2017

O centro de gravidade das quantidades produzidas de soja vinha se deslocando alternadamente, entre norte e sul da Região, no período de 1998 a 2003 (Figura 27). Ao passo que no período de 2003 a 2005 se observou um deslocamento do centro de gravidade para o extremo norte (Figura 27). Comportamento similar voltou a se notar no período de 2009 a 2012, mas não tão intenso quanto ao do período anterior (2003-2005). Vale destacar que, entre 2005 e 2006, observou-se um largo deslocamento do norte para o sul da Região, que veio a se definir no período de 2012 a 2017, período em que o centro de gravidade tendia a se deslocar para o extremo sul da Região (Figura 27). Essa análise, portanto, sugeriu que a produção sojícola era forte no extremo norte do PR nos primeiros períodos, concretamente nos intervalos de 2003 a 2005 e 2009 a 2011, e nos últimos períodos foi estagnando e/ ou decaindo a produção enquanto os municípios dos estados do RS (Noroeste, Centro Ocidental e Sudoeste) e SC (Oeste e Serrana) aumentavam as suas produções.

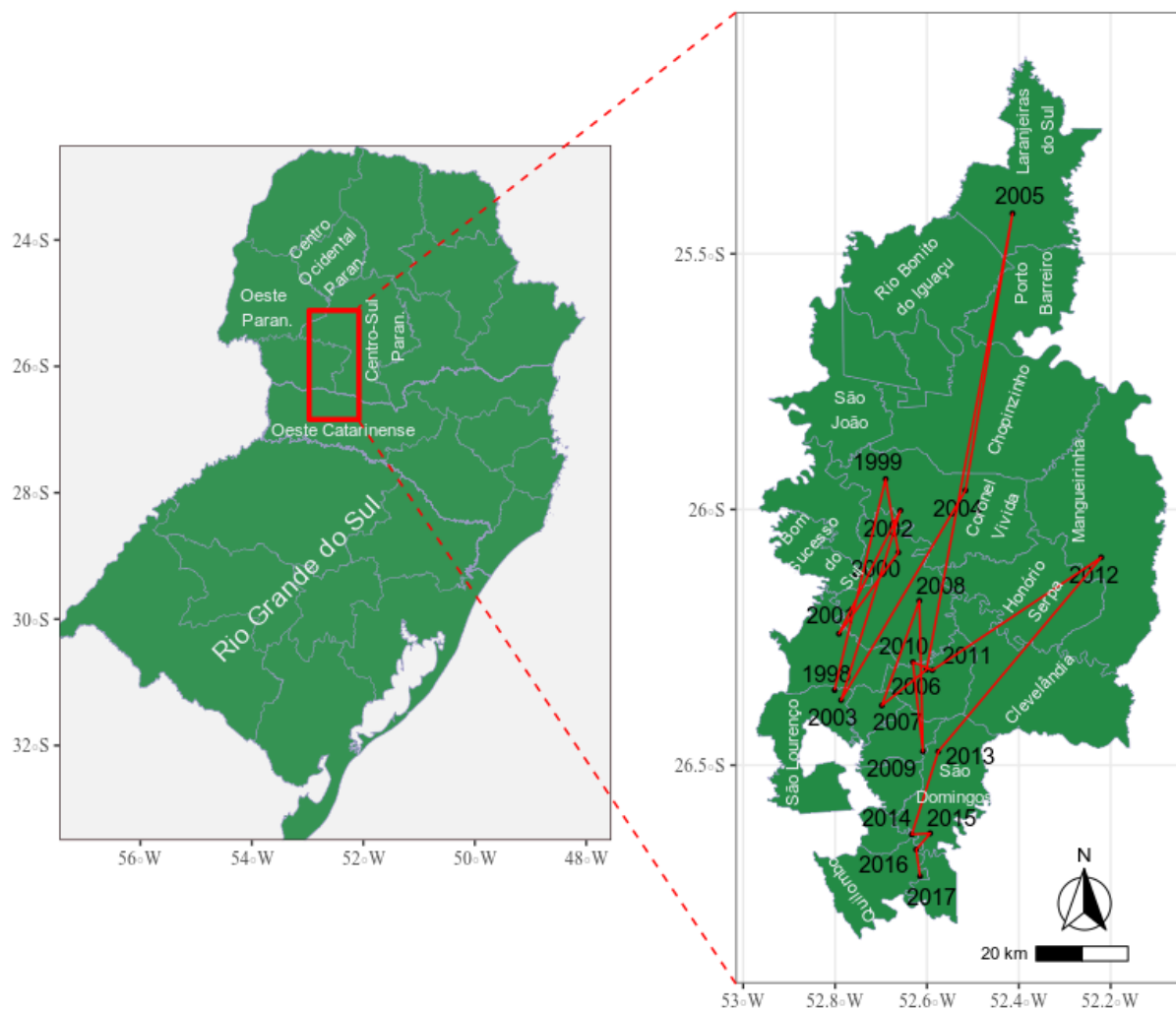


FIGURA 27 – Baricentros da produção de soja no sul do Brasil

4.3 CORRELAÇÃO ENTRE PRODUÇÃO BOVINA E SOJÍCOLA

Pode-se afirmar, a partir da leitura das Figuras 7 e 17, que as mesorregiões catarinenses tinham uma tendência de associarem as produções de soja e bovina. Diferentemente das mesorregiões paranaenses e rio-grandenses que tinham uma tendência de troca da produção bovina por produção sojícola e cana-de-açúcar (Noroeste e Norte Paranaense).

A Figura 28 mostra o mapa de correlação entre quantidade produzida de soja e efetivo de bovinos. Observou-se uma relação inversa entre a produção bovina e sojícola em 197 municípios sulinos (cor vermelha no mapa), dos quais 66 localizavam-se no RS, certamente nas mesorregiões de Centro Oriental Rio-Grandense (17), Noroeste Rio-Grandense (14), Metropolitana de Porto Alegre (10), Centro Ocidental Rio-Grandense (nove), Sudeste Rio-Grandense (Arroio Grande, Candiota, Canguçu, Encruzilhada do Sul, Herval, Jaguarão, Pelotas e Pinheiro Machado), Nordeste Rio-Grandense (Arvorezinha, Esmeralda, Nova Prata, Putinga e Vacaria) e Sudoeste

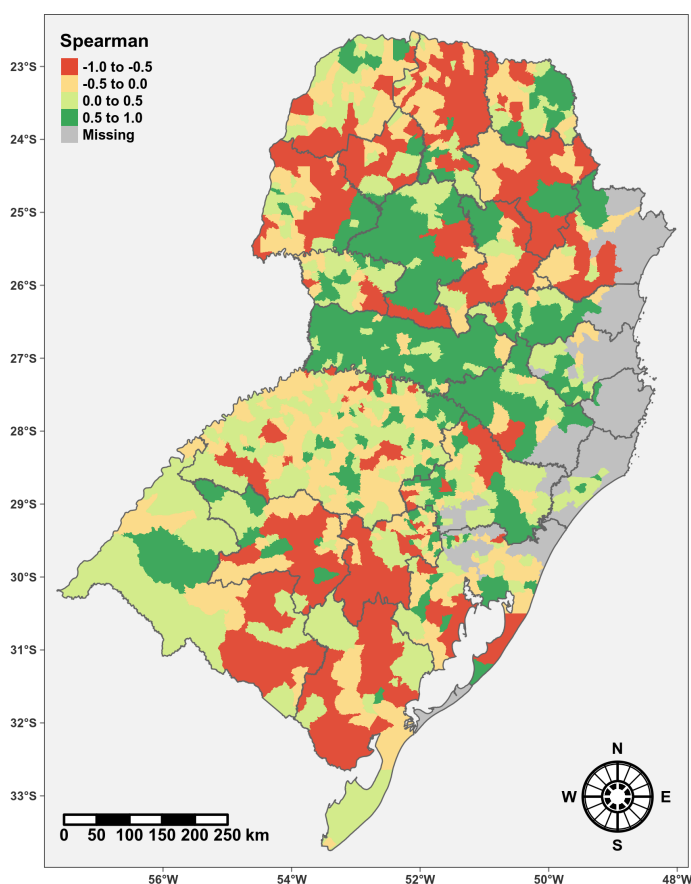


FIGURA 28 – Correlação entre efetivo de bovinos e quantidade produzida de soja de 1998 a 2017

Rio-Grandense (Bagé, Dom Pedrito e São Gabriel), 129 municípios localizavam-se no PR, concretamente no Norte Central Paranaense (39), Oeste Paranaense (18), Noroeste Paranaense (14), Centro Ocidental Paranaense (12), Metropolitana de Curitiba (11), Sudeste Paranaense (nove), Norte Pioneiro Paranaense (nove), Centro Oriental Paranaense (oito), Sudoeste Paranaense (Bom Sucesso do Sul, Itapejara D'Oeste, Mariópolis, Pato Branco, Pranchita e Vitorino) e Centro-Sul Paranaense (Clevelândia, Guarapuava e Palmas), e dois municípios estavam localizados em SC, nomeadamente Capão Alto (Serrana) e Irineópolis (Norte Catarinense). Esse comportamento, portanto, pode estar a sugerir uma substituição das produções bovinas por áreas destinadas para plantio de soja, e vice-versa. Ademais, a partir da Figura 28 observou-se que apenas os estados do RS e PR é que reuniam parte significativa dos municípios que sugeriram uma tendência de substituição entre a bovinocultura e a sojicultura, principalmente as mesorregiões Norte Central Paranaense, Oeste Paranaense, Centro Oriental Rio-Grandense, Noroeste Rio-Grandense e Noroeste Paranaense.

Registrou-se igualmente uma relação direta entre a produção bovina e sojícola em 283 municípios (cor verde no mapa) (Figura 28), dos quais 137 municípios localizavam-se em SC, certamente no Oeste Catarinense (98), Serrana (17), Vale do

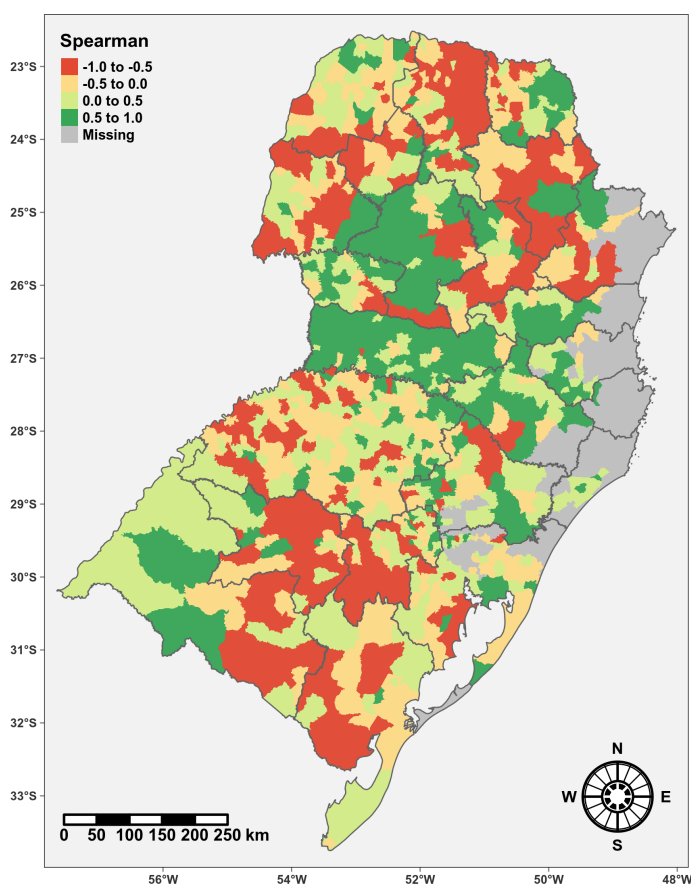


FIGURA 29 – Correlação entre efetivo de bovinos e área plantada de soja de 1998 a 2017

Itajaí (11), Norte Catarinense (Bela Vista do Toldo, Itaiópolis, Monte Castelo, Papanduva, Rio Negrinho, Santa Terezinha, São Bento do Sul e Timbó Grande), Sul Catarinense (Forquilha e Morro da Fumaça) e Grande Florianópolis (Leoberto Leal), 75 municípios localizavam-se no RS, nas mesorregiões de Noroeste Rio-Grandense (32), Nordeste Rio-Grandense (18), Centro Oriental Rio-Grandense (nove), Metropolitana de Porto Alegre (oito), Centro Ocidental Rio-Grandense (Capão do Cipó, Formigueiro, Itacurubi, Ivorá, Jaguarí e São Pedro do Sul), Sudoeste Rio-Grandense (Alegrete) e Sudeste Rio-Grandense (Morro Redondo), e 71 municípios estavam localizados no PR, destacadamente no Centro-Sul Paranaense (20), Norte Pioneiro Paranaense (10), Sudoeste Paranaense (10), Oeste Paranaense (Campo Bonito, Catanduvas, Diamante do Sul, Diamante D'Oeste, Entre Rios do Oeste, Guaraniaçu e Três Barras do Paraná), Noroeste Paranaense (Guairaçá, Inajá, Loanda, Marilena, Santo Antônio do Caiuá, São João do Caiuá e São Pedro do Paraná), Norte Central Paranaense (Godoy Moreira, Jardim Alegre, Manoel Ribas, Nova Tebas, Novo Itacolomi e Rosário do Ivaí), Centro Ocidental Paranaense (Altamira do Paraná, Barbosa Ferraz e Corumbataí do Sul), Metropolitana de Curitiba (Cerro Azul, Rio Branco do Sul e Doutor Ulysses), Sudeste Paranaense (Prudentópolis, Ivaí e Guamiranga) e Centro Oriental Paranaense (Carambeí e Castro). Essa configuração, portanto, descortinou que os municípios que

sugeriram partilha de áreas para produções bovina e sojícola estavam agrupados no Oeste Catarinense, Noroeste Rio-Grandense, Centro-Sul Paranaense, Nordeste Rio-Grandense e Serra Catarinense. Ademais, a partir das Figuras 28 e 29 observou-se que parte significativa dos municípios do estado de SC sugeriram uma tendência de partilha de espaço entre a soja e o gado bovino.

De modo geral, portanto, observou-se uma redução do efetivo de bovinos. O que reflete uma menor prioridade do uso da terra para pastagens em relação ao uso para produção vegetal, podendo também ser observado quando apenas no período de 2006 a 2017 o número de estabelecimentos com gado bovino reduziu cerca de -18,09% (IBGE, 2020c,d), embora a região conte com clima, relevo e topografia apropriada para o cultivo de espécies forrageiras de melhor qualidade (OLIVEIRA, 2015; CANTO *et al.*, 2010; PINTO *et al.*, 2016). A Região Sul não dispõe de terras para competir em escala com a pecuária extensiva do Centro-Oeste, nem do Norte do País, sendo obrigada deste modo a adotar novos sistemas produtivos e econômicos. Entre as alternativas, aparecem as integrações lavoura-pecuária e lavoura-pecuária-floresta, o uso de inseminação artificial (convencional ou em tempo fixo), a suplementação a pasto e confinamentos (MCMANUS *et al.*, 2016; OLIVEIRA, 2015), que podem também evitar os ciclos migratórios da produção bovina, garantir equilíbrio ambiental e reduzir os riscos comerciais (MCMANUS *et al.*, 2016). Para tanto, os governos locais de cada estado e ou município em conjunto com as instituições de P&D e investidores parceiros devem desenhar programas que possam incentivar a adoção dessas tecnologias, observando, portanto, as especificidades locais, que considerem suas peculiaridades e necessidades. Programas como Pecuária Moderna (PR), Plano ABC (RS), Agregar Carnes (RS) e Fundesa (SC) quando bem implementados melhoram as condições de vida das populações locais, principalmente nas regiões onde o contingente de mão-de-obra assalariada e de pecuarista que vivem da exploração de bovinos a pasto são elevados (CANTO *et al.*, 2010). Outros benefícios, entre vários, destacam-se a conservação da rica biodiversidade encontrada nos campos sulinos (BOLDRIN, 2002), a garantia de uma produção bovina sustentável (MOTTA-DELGADO; OCAÑA MARTÍNEZ; ROJAS-VARGAS, 2019) e a redução da emissão de gases de efeito estufa (FISHER *et al.*, 1994).

Os resultados desse manuscrito, portanto, revestem-se de grande importância para subsidiar informações e reflexões sobre o estabelecimento e/ ou a expansão da bovinocultura, além da possibilidade de dar suporte à projeções para os próximos anos (MELLO; GARAGORRY; FILHO, 2007), que visarão adicionar calorias e proteínas ao mundo e melhorar as condições econômicas e segurança alimentar na região (OLIVEIRA, 2015; FOLEY *et al.*, 2011), pois trazem informações recentes sobre a pauta do efetivo de bovinos em termos de magnitude, localizações e tenta elucidar os resultados observados. Ademais, esses resultados podem contribuir em um possível ajuste ou

alteração nos trabalhos de defesa sanitária (FELIPE *et al.*, 2013; BAPTISTA; NUNES, 2007).

5 CONCLUSÕES

Este estudo analisou as dinâmicas das produções bovina e sojícola em municípios da Região Sul do Brasil entre 1998 a 2017, e revelou que as produções bovina e sojícola, nesse período, seguem padrões espaciais que refletem aptidão regional, variando ligeiramente ao longo do tempo. Assim, pode-se afirmar que esses municípios, além de fatores ambientais e socioeconômicas, são dependentes dos seus vizinhos em termos de produções bovina e sojícola, ou seja, quando um município é vizinho de outro com alto valor do efetivo de bovinos e da produção de soja tende a ter a mesma característica.

Quanto à bovinocultura, as regiões que agrupam de maneira significativa municípios com maior efetivo de bovinos são o extremo sul do RS (Centro Ocidental, Sudoeste e Sudeste), Centro Sul Paranaense e Noroeste Paranaense. Enquanto as regiões que concentram significativamente municípios com menor efetivo de bovinos são Metropolitana de Porto Alegre, Noroeste Rio-Grandense, Nordeste Rio-Grandense, Metropolitana de Curitiba e Vale do Itajaí. No tocante à sojicultura, as mesorregiões que concentram municípios com maiores produções destacam-se o Noroeste Rio-Grandense, Oeste Paranaense, Centro Ocidental Paranaense, Norte Central Paranaense e Centro Ocidental Rio-Grandense. Ao passo que os municípios com menores produções de soja se concentravam nas mesorregiões de Metropolitana de Porto Alegre, Vale do Itajaí, Sul e Oeste Catarinense, e Nordeste Rio-Grandense.

As regiões sulinas que concentram municípios com alto e baixo crescimento do efetivo de bovinos são Oeste Catarinense, Noroeste Rio-Grandense, Vale do Itajaí, Metropolitana de Porto Alegre, Sudoeste Paranaense, Sul Catarinense, Norte Pioneiro Paranaense e Nordeste Rio-Grandense. Parte significativa dessas mesorregiões concentravam municípios com menores produções bovinas. Ademais, os municípios com baixo crescimento do efetivo de bovinos estavam mais concentrados no Norte Central Paranaense, Metropolitana de Porto Alegre e Noroeste Paranaense.

As regiões sulinas que concentram municípios com alto e baixo crescimento das quantidades produzidas de soja são quase todas mesorregiões sulinas, excluindo alguns municípios localizados na região leste (sem dados de produção de soja), e o Noroeste Paranaense que teve municípios com tendência de estagnação ou redução das quantidades produzidas de soja.

Os pontos de equilíbrios das produções bovina e sojícola mudaram ao longo do tempo, pois, o efetivo de bovinos nos últimos anos tende a deslocar-se do sul para o norte da Região Sul, enquanto a produção sojícola tende a mover-se do norte para o

sul.

Parte significativa dos municípios que sugerem uma tendência de substituição entre a bovinocultura e a sojicultura são localizados nos estados do RS e PR, sobretudo no Norte Central Paranaense, Oeste Paranaense, Centro Oriental Rio-Grandense, Noroeste Rio-Grandense e Noroeste Paranaense. Ao passo que os municípios que sugerem partilha de áreas para produções bovina e sojícola estavam agrupados no Oeste Catarinense, Noroeste Rio-Grandense, Centro-Sul Paranaense, Nordeste Rio-Grandense e Serra Catarinense. Além disso, parte significativa dos municípios do estado de SC sugerem uma tendência de partilha de espaço entre a soja e o gado bovino.

Esses resultados, portanto, são importantes para a elaboração de políticas públicas que reconheçam as particularidades municipais em termos de avanço, estagnação e/ ou retrocesso das produções bovinas e sojícola no sul do Brasil.

Durante a condução do trabalho foram enfrentadas dificuldades para coleta de dados agrometeorológicos, socioeconômicos e de solo. Diante disso, o trabalho teve que mudar de curso, pois tencionava integrar essas variáveis nas análises para observar se influenciavam nas dinâmicas das produções bovina e sojícola. Assim sendo, sugere-se como trabalhos futuros: (1) Integrar dados agrometeorológicos, socioeconômicos e de solo nas análises e aplicação de modelos de regressão espacial; (2) Desenvolvimento de uma página *web* para comunicação dos resultados; (3) Analisar outras culturas que mais contribuem para o crescimento da economia da Região Sul, como Milho, Arroz e Fumo.

REFERÊNCIAS

- ABIEC, Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne. Acesso em: 31 jul. 2020. 2020. Endereço: <http://abiec.com.br/exportacoes/#>.
- ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association—LISA. **Geographical analysis**, Wiley Online Library, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.
- ANSELIN, Luc. **Spatial autocorrelation**. Acesso em: 15 de out. 2020. out. 2017. Endereço: <https://youtu.be/M9sMu73ogIE?list=PLzREt6r1Nenlu-MBaxCRL2KZNk62n7o1g>.
- ARAÚJO, Mayara Lucyanne Santos de *et al.* Spatiotemporal dynamics of soybean crop in the Matopiba region, Brazil (1990–2015). **Land use policy**, Elsevier, v. 80, p. 57–67, 2019.
- BAILEY, Trevor C; GATRELL, Anthony C. **Interactive spatial data analysis**. [s.l.]: Longman Scientific & Technical Essex, 1995. v. 413.
- BAPTISTA, F; NUNES, T. Spatial analysis of cattle movement patterns in Portugal. **Veterinaria Italiana**, v. 43, n. 3, p. 611–619, 2007.
- BEHRENS, John T. Principles and procedures of exploratory data analysis. **Psychological Methods**, American Psychological Association, v. 2, n. 2, p. 131, 1997.
- BERNARDES, Renan Serenini. **Análise espacial da produtividade de café em Minas Gerais (2002-2017)**. 2019. F. 67. Mestrado em Estatística Aplicada e Biometria – Universidade Federal de Alfenas, Alfenas. Acesso em: 19 de out. 2020. Endereço: <https://200.131.224.39:8443/handle/tede/1407>.
- BLYTH, CR. On simpson's paradox and the sure-thing principle. **Journal of the American Statistical Association**, Taylor & Francis, v. 67, n. 338, p. 364–366, 1972.
- BOLDRIN, II. Campos sulinos: caracterização e biodiversidade. In: edição: EL Araújo. Biodiversidade, conservação e uso sustentável da Flora do Brasil. Recife: Universidade Federal Rural de Pernambuco, 2002. P. 95–97.
- BOWMAN, Maria S *et al.* Persistence of cattle ranching in the Brazilian Amazon: A spatial analysis of the rationale for beef production. **Land use policy**, Elsevier, v. 29, n. 3, p. 558–568, 2012.
- BRANDÃO, Antonio Salazar Pessoa; REZENDE, Gervásio Castro de; MARQUES, Roberta Wanderley da Costa. Crescimento agrícola no período 1999/2004: a explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, v. 10, n. 2, p. 249–266, 2006.

- BRASIL, Noli. **Spatial autocorrelation: quantitative methods in community research**. Acesso em: 19 out. 2020. 2020. Endereço: <https://crd150.github.io/lab5.html>.
- CAMPBELL, Michael J; SWINSCOW, Thomas Douglas Victor. **Statistics at square one**. [s.l.]: John Wiley & Sons, 2009.
- CANTO, MW *et al*. A pecuária de corte no Paraná – desenvolvimento, caracterização e o papel das pastagens. **Scientia Agraria Paranaensis**, v. 9, n. 3, p. 5–21, 2010.
- CHAGAS, César *et al*. ZONEAMENTO PEDOCLIMÁTICO PARA A CULTURA DA SOJA NO ESTADO DE SANTA CATARINA, p. 20, jan. 1999.
- CIMA, Elizabeth G *et al*. Analysis of spatial autocorrelation of grain production and agricultural storage in Parana. **Engenharia Agrícola**, SciELO Brasil, v. 38, n. 3, p. 395–402, 2018.
- CIRILLO, Andrea. **Handbook of Logic in Computer Science**. 1. ed. Birmingham: Packt Publishing, 2017. 414p.
- CUNHA, Gilberto Rocca da *et al*. Zoneamento agrícola e época de semeadura para soja no Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 9, n. 3, p. 446–459, 2001.
- DALL'AGNOL, Amélio *et al*. O complexo agroindustrial da soja brasileira. **Embrapa Soja-Circular Técnica (INFOTECA-E)**, Londrina: Embrapa Soja, 2007., 2007.
- DAVIS, AC; BORGES, KAV; LAENDER, AHFOMTG. OMT-G: an object-oriented data model for geographic applications. **Geoinformatica**, v. 5, n. 3, p. 221–260, 2001.
- DESTA, Solomon; COPPOCK, D Layne. Cattle population dynamics in the southern Ethiopian rangelands, 1980-97. **Rangeland Ecology & Management/Journal of Range Management Archives**, v. 55, n. 5, p. 439–451, 2002.
- DOBROVOLSKI, R. *et al*. Agricultural expansion can menace Brazilian protected areas during the 21st century. **Natureza & Conservação**, v. 9, n. 2, p. 208–213, 2011.
- EMBRAPA SOJA. **Soja em números (safra 2018/19)**. Acesso em: 4 jun. 2020. 2020. Endereço: <https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1/dados-economicos>.
- EMBRAPA, Agência Embrapa de Informação Tecnológica. **Perdas por safra**. Acesso em: 10 jun. 2020. 2020. Endereço: <https://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/soja/arvore/CONT000fzr67crj02wx5ok0cpoo6awmgu8s1.html>.
- EPSG, European Petroleum Survey Group. **Coordinate system worldwide**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2020. Endereço: <https://epsg.io/4674>.
- ERTUR, Cem; LE GALLO, Julie. An exploratory spatial data analysis of European regional disparities, 1980–1995. In: EUROPEAN regional growth. [s.l.]: Springer, 2003. P. 55–97.

- FACCIO CARVALHO, Paulo César de; BATELLO, Caterina. Access to land, livestock production and ecosystem conservation in the Brazilian Campos biome: the natural grasslands dilemma. **Livestock Science**, Elsevier, v. 120, n. 1-2, p. 158–162, 2009.
- FAN, Lingling *et al.* Spatio-temporal analysis of the geographical centroids for three major crops in China from 1949 to 2014. **Journal of Geographical Sciences**, Springer, v. 28, n. 11, p. 1672–1684, 2018.
- FARIAS, José Renato Bouças *et al.* Caracterização de risco de déficit hídrico nas regiões produtoras de soja no Brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 9, n. 3, p. 415–421, 2001.
- FELIPE, PLS *et al.* Caracterização do trânsito bovino no estado do Paraná e Santa Catarina, Brasil, 2008. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 65, n. 3, p. 659–668, 2013.
- FISHER, MJ *et al.* Carbon storage by introduced deep-rooted grasses in the South American savannas. **Nature**, v. 371, n. 6494, p. 236–238, 1994.
- FOLEY, JA *et al.* Solutions for a cultivated planet. **Nature**, v. 478, n. 7369, p. 337–342, 2011.
- FOTHERINGHAM, A Stewart; BRUNSDON, Chris; CHARLTON, Martin. **Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis**. [s.l.]: Sage, 2000.
- GARRARD, Chris. **Geoprocessing with Python**. [s.l.]: Manning Publications Co., 2016.
- GATRELL, AC; BAILEY, TC. Interactive spatial data analysis in medical geography. **Social science & medicine**, Elsevier, v. 42, n. 6, p. 843–855, 1996.
- GETIS, Arthur; ORD, JK. The analysis of spatial association by use of distance statistics. **Geographical Analysis**, v. 24, n. 3, 1992.
- HAN, Jiawei; PEI, Jian; KAMBER, Micheline. **Data mining: concepts and techniques**. [s.l.]: Elsevier, 2011.
- HERMUCHE, Potira Meirelles *et al.* Dynamics of sheep production in Brazil. **ISPRS International Journal of Geo-Information**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 2, n. 3, p. 665–679, 2013.
- HIRAKURI, Marcelo Hiroshi; LAZZAROTTO, Joelsio José. O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro. **Embrapa Soja-Documentos (INFOTECA-E)**, Londrina: Embrapa Soja, 2014., 2014.
- HIRAKURI, MH. Avaliação econômica da produção de soja para a safra 2013/14. **Embrapa Soja-Circular Técnica (INFOTECA-E)**, Londrina: Embrapa Soja, 2013., 2013.

- IBGE, Agência IBGE notícias. **PAM 2012: milho supera soja em volume de produção**. Acesso em: 10 jun. 2020. 2020. Endereço: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/14497-asi-pam-2012-milho-supera-soja-em-volume-de-producao>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Áreas territoriais**. Acesso em: 23 ago. 2020. 2020. Endereço: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/15761-areas-dos-municipios.html?=&t=downloads>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**. Acesso em: 10 ago. 2020. 2020. Endereço: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1224>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**. Acesso em: 10 ago. 2020. 2020. Endereço: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6911>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Levantamento Sistemático de Produção Agrícola**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2020. Endereço: <https://sidra.ibge.gov.br/home/lspa/brasil>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2020. Endereço: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/261>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Portal de mapas do IBGE**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2020. Endereço: <https://portaldemapas.ibge.gov.br/portal.php%5C#homepage>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal**. Acesso em: 23 jun. 2020. 2020. Endereço: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/5457>.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Pecuária Municipal**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2020. Endereço: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/3939>.
- IRIZARRY, Rafael A. **Introduction to Data Science: Data Analysis and Prediction Algorithms with R**. [s.l.]: CRC Press, 2019.
- KAMILARES, A; KARTAKOULLIS, A; PRENAFETA-BOLDÚ, FX. A review on the practice of big data analysis in agriculture. **Computers and Electronics in Agriculture**, v. 143, p. 23–37, 2017.
- LANDAU, Elena Charlotte *et al.* **Dinâmica espaço-temporal da produção de milho, soja e café no Estado de Minas Gerais entre 1990 e 2016**. 21. ed. Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo, 2018.
- LAZZAROTTO, JJ; GARAGORRY, FL; HIRAKURI, MH. Dinâmica espacial da produção brasileira de soja no período de 1975 a 2003. In: IN: CONGRESSO SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA ... EMBRAPA Soja-Artigo em anais de congresso (ALICE). [s.l.: s.n.], 2010.

LEE, Jay; WONG, David WS. **Statistical analysis with ArcView GIS**. [s.l.]: John Wiley & Sons, 2001.

LI, Erling *et al.* Analyzing agricultural agglomeration in China. **Sustainability**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 9, n. 2, p. 313, 2017.

LOUZADA, João Marcos; BEARZOTI, Eduardo; CARVALHO, Dulcinéia de. Avaliação e aplicação de testes para a detecção da autocorrelação espacial usando marcadores genéticos. **Ciência e Agrotecnologia**, SciELO Brasil, v. 30, n. 2, p. 206–213, 2006.

MARANHÃO, R. L. A. **Análise da dinâmica da produção de soja, cana de açúcar, milho e bovina no território brasileiro (2015)**. 2015. F. 113. Mestrado – Universidade de Brasília, Brasília. Acesso em: 23 de jul. 2020. Endereço: <https://repositorio.unb.br/handle/10482/19985>.

MARANHÃO, Rebecca Lima Albuquerque *et al.* The Spatiotemporal Dynamics of Soybean and Cattle Production in Brazil. **Sustainability**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 11, n. 7, p. 2150, 2019.

MCALPINE, Clive A *et al.* Increasing world consumption of beef as a driver of regional and global change: A call for policy action based on evidence from Queensland (Australia), Colombia and Brazil. **Global Environmental Change**, Elsevier, v. 19, n. 1, p. 21–33, 2009.

MCMANUS, Concepta *et al.* Dynamics of cattle production in Brazil. **PloS one**, Public Library of Science San Francisco, CA USA, v. 11, n. 1, e0147138, 2016.

MELLO, L. M. R. de; GARAGORRY, F. L.; FILHO, H. Chaib. Evolução e dinâmica da produção de maçã no Brasil no período de 1975 a 2003. **Embrapa Uva e Vinho. Documentos**, Bento Gonçalves: Embrapa Uva e Vinho., 2007.

MELO, Ricardo Wanke de; FONTANA, Denise Cybis; BERLATO, Moacir Antonio. Indicadores de produção de soja no Rio Grande do Sul comparados ao zoneamento agrícola. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, SciELO Brasil, v. 39, n. 12, p. 1167–1175, 2004.

MINGOTI, Rafael *et al.* Metodologia de análise crítica de dados estatísticos históricos sobre produção agropecuária. **Embrapa Gestão Territorial-Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento (INFOTECA-E)**, Campinas: Embrapa Gestão Territorial, 2014., 2014.

MOTTA-DELGADO, PA; OCAÑA MARTÍNEZ, HE; ROJAS-VARGAS, EP. Indicators associated to pastures sustainability: a review. **Ciencia y Tecnologia Agropecuaria**, v. 20, n. 2, p. 387–430, 2019.

MUKAKA, Mavuto M. A guide to appropriate use of correlation coefficient in medical research. **Malawi medical journal**, v. 24, n. 3, p. 69–71, 2012.

NEPSTAD, Daniel C; STICKLER, Claudia M; ALMEIDA, Oriana T. Globalization of the Amazon soy and beef industries: opportunities for conservation. **Conservation biology**, Wiley Online Library, v. 20, n. 6, p. 1595–1603, 2006.

OLIVEIRA, Tamara Esteves de *et al.* Agricultural land use change in the Brazilian Pampa Biome: The reduction of natural grasslands. **Land use policy**, Elsevier, v. 63, p. 394–400, 2017.

OLIVEIRA, TE de. **Dinâmica da produção de alimentos no Bioma Pampa**. 2015. F. 100. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. Acesso em: 23 de jul. 2020. Endereço: <https://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/163288>.

OOI, H. **Experiences with using R in credit risk**. [s.l.: s.n.], 2016.

ORD, JK; GETIS, Arthur. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 4, 1995.

OYANA, T.J.; MARGAI, F. **Spatial Analysis: Statistics, Visualization, and Computational Methods**. [s.l.]: CRC Press, 2015.

OZGUR, Ceyhun *et al.* MatLab vs. Python vs. R. **Journal of Data Science**, v. 15, n. 3, p. 355–372, 2017.

PAGANI, Giovani Gamba *et al.* Panorama da produção de carne bovina na mesorregião do sul catarinense. **Observatorio de la Economía Latinoamericana**, n. 241, 2018.

PAGINI, Giovani Gamba. **Desenvolvimento da cadeia produtiva da carne bovina no Sul de Santa Catarina**. 2018. F. 109. Mestrado em Desenvolvimento Sócio econômico – Universidade do Extremo Sul Catarinense, Criciúma. Acesso em: 23 de jul. 2020. Endereço: <http://repositorio.unesc.net/handle/1/6455>.

PEIXOTO, CP; PEIXOTO, MFSP. Dinâmica do crescimento vegetal: princí básicos. In: edição: CAL De Carvalho. Tópicos em ciências agrárias. Cruz das Almas: UFRB, 2009. v. 1 cap. 4, p. 38–53. Endereço: <http://files.prof-vanderufersa.webnode.com.br/200000123-6a2186a9e0/Livro%5C%20T%5C%C3%5C%B3picos%5C%20em%5C%20Ci%5C%C3%5C%AAncias%5C%20Agrarias.pdf%5C#page=39>.

PENG, Roger D. **Exploratory Data Analysis with R**. United States: LeanPub, 2016. 198p.

PEROBELLI, Fernando Salgueiro *et al.* Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. **Nova economia**, SciELO Brasil, v. 17, n. 1, p. 65–91, 2007.

PINTO, CE *et al.* Pecuária de corte: Vocação e inovação para o desenvolvimento catarinense. Epagri, Florianópolis, 2016.

R-PROJECT.ORG. **An Introduction to R**. Acesso em: 18 out. 2020. 2020. Endereço: <https://cran.r-project.org/doc/manuals/r-devel/R-intro.pdf>.

REN, Hongrui; SHANG, Yingjie; ZHANG, Shuai. Measuring the spatiotemporal variations of vegetation net primary productivity in Inner Mongolia using spatial autocorrelation. **Ecological Indicators**, Elsevier, v. 112, p. 106108, 2020.

RIDOUTT, Bradley G *et al.* Carbon, water and land use footprints of beef cattle production systems in southern Australia. **Journal of Cleaner Production**, Elsevier, v. 73, p. 24–30, 2014.

RUDORFF, Bernardo Friedrich Theodor *et al.* Studies on the rapid expansion of sugarcane for ethanol production in São Paulo State (Brazil) using Landsat data. **Remote sensing**, Molecular Diversity Preservation International, v. 2, n. 4, p. 1057–1076, 2010.

SANTANA, Carlos Augusto Mattos *et al.* Dinâmicas agropecuárias e socioeconômicas no Cerrado, de 1975 a 2015. In: edição: EL BOLFE, EE SANO e SK CAMPOS. Dinâmica agrícola no cerrado: análises e projeções. Brasília: Embrapa, 2020. v. 1 cap. 5, p. 141–192. Endereço: <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/handle/doc/1121867>.

SARMENTO, Rui; COSTA, Vera. **Comparative approaches to using R and python for statistical data analysis**. [s./]: IGI Global, 2017.

SEFFRIN, Rodolfo. **Análise exploratória de dados espaciais aplicada a produtividade de milho no estado do Paraná**. 2017. F. 97. Mestrado em Tecnologias Computacionais para o Agronegócio – Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Medianeira. Acesso em: 19 de out. 2020. Endereço: <http://repositorio.utfpr.edu.br/jspui/handle/1/2142>.

SILVA, AC da; LIMA, EPC de; BATISTA, Henrique Rogê. A importância da soja para o agronegócio brasileiro: uma análise sob o enfoque da produção, emprego e exportação. In:

SNA, Sociedade Nacional da Agricultura. **Soja ganhou espaço nas exportações agrícolas globais no ano passado**. Acesso em: 8 jun. 2020. 2020. Endereço: <https://www.sna.agr.br/soja-ganhou-espaco-nas-exportacoes-agricolas-globais-no-ano-passado>.

SPOG, Secretaria de Planejamento, Orçamento e Gestão. **Soja: o RS é o terceiro maior produtor de soja em grão do Brasil**. Acesso em: 10 jun. 2020. 2020. Endereço: <https://atlassocioeconomico.rs.gov.br/soja>.

SUBRAMANIAN, Harihara; RAJ, Pethuru. **Hands-On RESTful API Design Patterns and Best Practices: Design, develop, and deploy highly adaptable, scalable, and secure RESTful web APIs**. [s./]: Packt Publishing Ltd, 2019.

SUN, Yuhuan *et al.* Dynamic factor analysis of trends in temporal–spatial patterns of china’s coal consumption. **Sustainability**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 7, n. 11, p. 15119–15135, 2015.

THE POSTGRESQL GLOBAL DEVELOPMENT GROUP. **PostgreSQL 11.1 Documentation (2018)**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2018. Endereço: <https://www.postgresql.fastware.com/hubfs/Manuals/V11-PostgreSQL11-1Documentation.pdf>.

UFMG, Universidade Federal de Minas Gerais. **OMT-G Designer**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2020. Endereço: <http://aqui.io/omtg/>.

USDA, United States Department of Agriculture. **Foreign Agricultural Service: Beef and veal production**. Acesso em: 23 jul. 2020. 2020. Endereço: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/downloads>.

VELLEMAN, Paul F; HOAGLIN, David C. **Applications, basics, and computing of exploratory data analysis**. [s.l.]: Duxbury Press, 1981.

VIDA PELLEZZ, Jéssica de Lima da; ALMEIDA, Mariza de; FREITAS, Clailton Ataiades. Distribuição espacial do valor da produção da soja no Rio Grande do Sul: distintos retratos de 2000 a 2010. **Geosul**, v. 34, n. 71, p. 86–110, 2019.

WANDER, Alcido Elenor *et al.* Concentração espacial e dinâmica da produção de arroz no Brasil, de 1975 a 2005. **Documentos**, n. 283, 2013.

WANG, Jieyong; ZHANG, Ziwen; LIU, Yansui. Spatial shifts in grain production increases in China and implications for food security. **Land Use Policy**, Elsevier, v. 74, p. 204–213, 2018.

ZENI, Elton. **Caracterização da cadeia produtiva da pecuária bovina de corte no estado de Santa Catarina**. 2001. F. 114. Mestrado em Engenharia de Produção – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis. Acesso em: 19 de out. 2020. Endereço: <https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/82088>.

ZHANG, Yan; ZHANG, Jinyun *et al.* Analysis of the distribution and evolution of energy supply and demand centers of gravity in China. **Energy Policy**, Elsevier, v. 49, p. 695–706, 2012.

ZHANG, Zemin; LU, Changhe. Clustering Analysis of Soybean Production to Understand its Spatiotemporal Dynamics in the North China Plain. **Sustainability**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 12, n. 15, p. 6178, 2020.

ZHANG, Zemin; LU, Changhe. Spatio-Temporal Pattern Change of Winter Wheat Production and Its Implications in the North China Plain. **Sustainability**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, v. 11, n. 11, p. 3028, 2019.

ZHAO, Yanchang; CEN, Yonghua. **Data mining applications with R**. [s.l.]: Academic Press, 2013.