

ARTIGO ORIGINAL

## Análise da dinâmica espaço-temporal do efetivo de bovinos nos municípios do Sul do Brasil

### Space-time dynamics analysis of the cattle herd in the counties of southern Brazil

Valinho António <sup>1</sup>, Alexandro Schäfer <sup>1</sup>, Vinícius Lampert <sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Programa de Pós-Graduação em Computação Aplicada, Universidade Federal do Pampa, Bagé (RS), Brasil, <sup>2</sup>Embrapa Pecuária Sul, Bagé (RS), Brasil

\*[vamuahaja@gmail.com](mailto:vamuahaja@gmail.com); [alexandroschafer@unipampa.edu.br](mailto:alexandroschafer@unipampa.edu.br); [vinicius.lampert@embrapa.br](mailto:vinicius.lampert@embrapa.br)

Recebido: 12/08/2021. Revisado: 17/04/2022. Aceito: 21/10/2022.

#### Resumo

O estudo analisou variações espaço-temporais do efetivo de bovinos em municípios do Sul do Brasil, considerando-se escassez de produções científicas dessa índole e limitações da literatura existente, que enfatiza análises de produções bovinas no âmbito regional ou estadual do País. Assim, dados sobre o efetivo de bovinos nos municípios dessa região foram coletados da Produção Pecuária Municipal de 1998 até 2017 usando API do SIDRA-IBGE. Os índices *I* e *G* globais de Moran e Getis-Ord, respectivamente, foram aplicados para observar se municípios vizinhos comungavam sobre produção bovina. Adicionalmente, o índice *I* de Moran local foi utilizado para análises de *cluster* e *outlier*. Por último, taxas de crescimento relativo e centro de gravidade foram determinados para analisar o crescimento e a direção do efetivo de bovinos (respectivamente). Os resultados desse manuscrito mostraram que a produção bovina seguia um padrão espacial que reflete aptidão regional, variando ligeiramente ao longo do tempo. 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. Enquanto os municípios com baixo crescimento do efetivo de bovinos estavam mais concentrados no Norte Central Paranaense, Metropolitana de Porto Alegre e Noroeste Paranaense. Os pontos de equilíbrio das produção bovina mudaram ao longo do tempo, e nos últimos períodos da análise, o efetivo de bovinos tendia a deslocar-se do sul para o norte da Região Sul. Esses resultados são importantes para elaboração de políticas públicas que reconheçam as particularidades municipais em termos de avanço, estagnação e/ou retrocesso do efetivo de bovinos no Sul do Brasil.

**Palavras-Chave:** Análise exploratória de dados; espacialização; autocorrelação espacial; produção bovina

#### Abstract

The study analyzed spatio-temporal variations in the number of cattle in southern Brazil counties, considering the scarcity of scientific productions of this nature and limitations of the existing literature, which emphasizes analyzes of bovine productions at the regional or state level of the country. Thus, data about cattle herd in the counties of this region were collected from Municipal Livestock Production from 1998 to 2017 using SIDRA-IBGE API. The global *I* and *G* indices of Moran and Getis-Ord, respectively, were applied to observe whether neighboring counties shared cattle production. Additionally, the local Moran *I* index was used for analyzes of *cluster* and *outlier*. Finally, relative growth rates and center of gravity were determined to analyze the growth and direction of the cattle herd (respectively). The results of this manuscript showed that cattle production followed a spatial pattern that reflects regional aptitude, varying slightly over time. The southern regions that concentrate counties with high and low growth of cattle are West Catarinense, Northwest Rio-Grandense, Vale do Itajaí, Metropolitan of Porto Alegre, Southwest Paranaense, South Catarinense, North Pioneiro Paranaense and Northeast Rio-Grandense. While the municipalities with low cattle growth were more concentrated in North Central Paranaense, Metropolitana de Porto Alegre and Northwest Paranaense. The equilibrium points of bovine production have changed over time, and in the last periods of the analysis, the number of cattle tended to move from the south to the north of the South Region. These results are important for public policies elaboration that

## 1 Introdução

Na última década tem se observado uma crescente demanda por carne bovina devido ao crescimento populacional e a alteração da dieta por parte da população de países em desenvolvimento (Kamilares et al., 2017), e isso tem demandando o aumento da produção e produtividade (McAlpine et al., 2009; McManus et al., 2016). O Brasil oferece recursos e tem grande potencial para contribuir e ter um lugar de destaque na mitigação dessa demanda, pois possui o maior rebanho comercial do mundo, além de ser o maior exportador de carne bovina e o segundo maior produtor (USDA, 2020). Nessa senda, a Região Sul do Brasil, em 1998, contribuiu cerca de 16,30% da produção total nacional de aproximadamente 163 milhões de cabeças bovinas, atrás do Centro-Oeste (34,57%) e Sudeste (22,72%) (IBGE, 2020e). 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%), à frente apenas do Sudeste (1,29%) (IBGE, 2020e).

Essa queda de produção da Região Sul do Brasil é um fenômeno preocupante e motivo de se buscar um entendimento porque afeta a produção bovina nacional, além de esta ser uma das principais atividades econômicas, base alimentícia e atividade tradicional dessa região (de Oliveira, 2015). É, outrossim, um fator chave mantenedor das propriedades ecológicas e fisionômicas dos biomas Mata Atlântica e Pampa (de Oliveira, 2015), pois o crescimento da produção vegetal tem sido associado à degradação generalizada dos ecossistemas brasileiros (Maranhão et al., 2019). Assim, para entender esse fenômeno é indispensável que as variações espaciais e temporais da produção bovina sejam analisadas (Dobrovolski et al., 2011). Diante disso, estudos sobre dinâmica da produção bovina no Brasil foram feitos por Santana et al. (2020), Maranhão et al. (2019), McManus et al. (2016), Maranhão (2015), e de Oliveira (2015).

Entretanto, esses estudos, excetuando o trabalho de Santana et al. (2020) e de Oliveira (2015), dão mais ênfase em análises macrorregionais e/ou unidades federativas do país, tornando-se assim incompatíveis para subsidiar no desenho e/ou implementação de políticas públicas locais, como Programa Pecuária Moderna (PR), Plano ABC (RS), Agregar Carnes (RS) e Fundesa (SC). Além de todos trabalhos não explorarem estatísticas de análise de autocorrelação espacial, tais como índice  $I$  de Moran global e local, e estatística  $G$  de Getis-Ord geral, levando a algumas questões não respondidas: (1) a produção bovina segue 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 que concentram municípios com alto e baixo crescimento do efetivo de bovinos? (4) o ponto de equilíbrio da produção bovina mudou ao longo do tempo? As respostas a essas perguntas auxiliarão na elaboração e/ou implementação de políticas públicas para o desenvolvimento econômico e sustentável da produção bovina, com vista a melhorar os padrões de vida da população local e o crescimento econômico do Brasil.

Nesse contexto, o objetivo desse artigo é analisar a variação espaço-temporal do efetivo de bovinos na Região Sul

do Brasil, a fim de evidenciar as diferenças entre os municípios contidos nessa região. Para tanto, o trabalho foi dividido em duas seções, além da introdução e conclusões. Na segunda seção são descritos os procedimentos metodológicos. A terceira e última é dedicada a apresentação de resultados e discussão.

## 2 Procedimentos metodológicos

### 2.1 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 em 23 mesorregiões (Fig. 1) com uma área total de aproximadamente 576.774 km<sup>2</sup>. No que concerne a distribuição dos municípios, o RS contém 497 contidos em 7 mesorregiões (Fig. 1, de 1 a 10), SC contém 295 contidos em 6 mesorregiões (Fig. 1, de 11 a 16) e PR contém 399 municípios contidos em 10 mesorregiões (Fig. 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, 2020c).

### 2.2 Coleta de dados do efetivo de bovinos

Dados foram coletados da Produção Pecuária Municipal (PPM) referente ao período de 1998 a 2017, utilizando API<sup>1</sup> Rest do banco de dados digital SIDRA do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (IBGE, 2020e) e um script desenvolvido em Java para coleta automatizada dos dados, que posteriormente foram guardados em um banco de dados criado a partir do PostgreSQL. O período escolhido contém dados consolidados, e a variável coletada foi

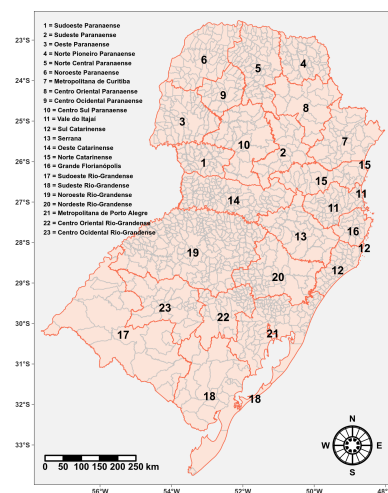


Figura 1: Área de estudo.

<sup>1</sup>API é uma interface de programação de aplicativo para um servidor ou navegador da Web que permite extrair dados de um banco de dados através do protocolo HTTP (Subramanian and Raj, 2019).

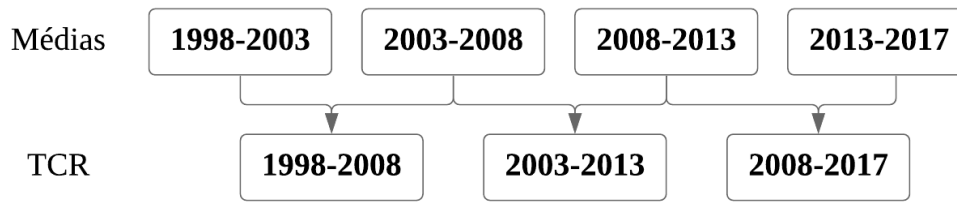


Figura 2: Organização de dados.

efetivo de bovinos expresso em cabeças. Ademais, foram coletados dados contendo contornos de limites dos municípios da área estudada (*shapefiles*) no Portal de Mapas do IBGE (IBGE, 2020d).

### 2.3 Análise de dados

A análise de dados envolveu três (03) etapas: (1ª) aplicação de estatísticas de autocorrelação espacial global, (2ª) aplicação de estatísticas de autocorrelação espacial local, e (3ª) aplicação de métodos de análise temporal (taxa de crescimento relativo e baricentro). Antes dessas etapas, determinou-se primeiro médias quinquenais (Fig. 2) do efetivo de bovinos por município, resultando em quatro períodos de análise para as estatísticas de autocorrelação espacial e baricentro, e para a taxa de crescimento relativo (TCR) resultou em três períodos porque foi aplicada às médias quinquenais (Fig. 2).

#### 2.3.1 Estatísticas de autocorrelação espacial global

2.3.1.1. As estatísticas de autocorrelação espacial global incluem *I* global de Moran e *G* geral de Getis-Ord (Oyana and Margai, 2015). Eles foram usados para detectar associação espacial para toda área do estudo, ou seja, para examinar se efetivo de bovinos observado em um município é independente ou aleatório dos valores dessa variável em municípios vizinhos. A vizinhança foi determinada usando o critério de contiguidade *queen*, que considera municípios vizinhos aqueles que partilham aresta e/ ou vértice. Foi utilizada matriz de pesos padronizadas por linha (*I*) e matriz de pesos binária (*G*) para determinar as estatísticas supracitadas. 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 and Wong, 2001).

O *I* global de Moran é dada pela seguinte expressão matemática (Oyana and Margai, 2015):

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

Onde,

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

$S^2$  é a variação total do efetivo de bovinos;  $x_i$  é efetivo de bovinos no município  $i$ ;  $x_j$  é efetivo de bovinos no município  $j$ ;  $\bar{x}$  é média do efetivo de bovinos 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, neste caso 1188 (municípios com dados de médias quinquenais em todos períodos). Se os municípios  $i$  e  $j$  partilharem a mesma aresta e/ ou vértice, 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 and 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, determinou-se 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 ( $1\% \leq p - \text{value} \leq 5\%$ ) e sob suposição de normalidade. O  $Z(I)$  é baseado na distribuição de frequência normal e é calculado como a seguir (Oyana and Margai, 2015; Lee and Wong, 2001):

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (3)$$

Onde,

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

$\text{var}(I)$  é a variação esperada de  $I$  sob suposição de normalidade;  $S_1$  e  $S_2$  são somatórios de pesos espaciais e são dados por (Lee and Wong, 2001; Fotheringham et al., 2000):

$$S_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2}{2} \quad (5)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^n \left( \sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right) \quad (6)$$

Quando o nível de significância é estabelecido, um  $I$  de Moran perto de +1 indica que o efetivo de bovinos é espacialmente correlacionado e perto de -1 indica um efetivo de bovinos espacialmente disperso. 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 o efetivo de bovinos é distribuído de maneira aleatória.

Enquanto a estatística  $G$  geral de Getis-Ord é determinada pela fórmula a seguir (Getis and Ord, 1992):

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

Onde,  $w_{ij}$ ,  $x_i$ ,  $x_j$  e  $n$  foram descritos acima, concretamente no  $I$  global de Moran. Nessa estatística há também aceitação ou rejeição de hipótese nula (ausência de agrupamentos de valores altos ou baixos do efetivo de bovinos em um determinado local e em sua vizinhança), e é com base no valor de  $G$  em relação ao seu valor esperado ( $E(G)$ ), isto é, se  $G$  for maior do que o seu valor esperado ( $E(G)$ ), então altos valores do efetivo de bovinos tendem a se agrupar. Caso contrário, baixos valores do efetivo de bovinos tendem a se agrupar. Há presença de distribuição aleatória do efetivo de bovinos quando  $G$  for igual ao  $E(G)$  (Oyana and Margai, 2015).

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

Os níveis acima de aceitação ou rejeição da hipótese nula não são conclusivos, pois devem ser testados. Assim, calculou-se o valor padronizado de  $G$  ( $Z(G)$ ) (Eq.8) com base em sua variância e fez-se uma comparação tal e qual no  $I$  global de Moran. Segundo Getis and Ord (1992), a variância de  $G$  é dada por:

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

Onde,

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

$m_j = \sum_{i=1}^n x_i^j$ ,  $n^{(x)} = n(n-1)(n-2)(n-3) \dots (n-x+1)$  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.

$$Z(G) = \frac{G - E(G)}{\sqrt{Var(G)}} \quad (10)$$

### 2.3.2 Estatística de autocorrelação espacial local

As duas estatísticas acima reportam valores para uma região de estudo inteira. Contudo, é razoável suspeitar que a magnitude de uma autocorrelação espacial não seja uniforme para toda área de estudo (ausência de homogeneidade espacial). Portanto, com intuito de capturar a heterogeneidade espacial na autocorrelação espacial (identificada pelos métodos supracitados) foi aplicado o índice  $I$  de Moran local, que é usado para análise de *clusters* e *outliers* entre unidades espaciais individuais (Oyana and Margai, 2015; Anselin, 1995), e é determinado pela seguinte expressão matemática (Fotheringham et al., 2000; Ertur and Le Gallo, 2003):

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

Onde,  $I_i$  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 e médias quinquenais simples do efetivo de bovinos para identificar *clusters* Alto-Alto (município com valor alto de efetivo de bovinos cercado por municípios também com valores altos dessa variável), Baixo-Baixo (o inverso de Alto-Alto), Alto-Baixo (municípios com valores altos cercados por municípios 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 and Le Gallo, 2003).

### 2.3.3 Métodos de análise temporal

Os métodos de análise de autocorrelação espacial não têm a capacidade de medir o desempenho de cada município em termos de sua contribuição na produção bovina total da Região Sul do Brasil, e muito menos determinar a direção ou deslocamento nítido da produção bovina ao longo dos 20 anos da análise. Diante disso, foram calculadas TCR e centros de gravidade da produção bovina. A TCR foi aplicada para analisar o crescimento da produção bovina nos municípios (Reis and Müller, 1979; Peixoto and Peixoto, 2009). Esse parâmetro indica qual município está crescendo mais rápido que outro em termos do incremento do efetivo de bovinos. A TCR é dada por McManus et al. (2016); Peixoto and Peixoto (2009):

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



**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).

Onde,  $x_{pp}$  é média quinzenal do efetivo de bovinos no presente período;  $x_{pa}$  é média quinzenal do efetivo de bovinos no período anterior;  $t_p$  é tempo presente (ano presente) e  $t_a$  é tempo anterior (ano anterior).

Por último foi aplicado o modelo de centro de gravidade ou baricentro para detectar tendências de mudanças temporais da produção bovina nos municípios do Sul do Brasil. Pois, segundo McManus et al. (2016) e Zhang and Lu (2019), esse modelo avalia 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 1188 municípios e seus correspondentes pesos (médias quinzenais do efetivo de bovinos, Fig. 2), e é expressa da seguinte forma (Zhang and Lu, 2019; Li et al., 2017; Wang et al., 2018):

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

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

Onde,  $X_t$  e  $Y_t$  representam as coordenadas longitude e latitude, respectivamente, dos centros de gravidade em um ano  $t$ ;  $M_{it}$  representa o efetivo de bovinos no município  $i$  no ano  $t$ ;  $x_i$  e  $y_i$  representam as coordenadas longitude e latitude, respectivamente, do município  $i$ ; e  $n$  representa o total de municípios do Sul do Brasil presentes no estudo. Assim, as diferenças no movimento dos centros de gravidade representam mudanças no equilíbrio da produção bovina. Convém observar que um centro de gravidade pode estar situado em um município com pouco ou nenhum registro do efetivo de bovinos.

Em todas as fases das análises, foram desenvolvidos *scripts* mediante o uso da linguagem de programação R e ambiente de desenvolvimento integrado Rstudio.

### 3 Resultados e discussão

#### 3.1 Variações globais de autocorrelação do efetivo de bovinos

A Tabela 1 mostra os valores calculados do I global de Moran 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 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. O que parece revelar uma tendência de estagnação do efetivo de bovinos nos municípios desta região, sobretudo em municípios do RS (Fig. 3).

#### 3.2 Variações locais de autocorrelação do efetivo de bovinos

Na Fig. 4 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 do período de estudo e sua localização e extensão foram alteradas com amplitude relativamente pequena ao longo do tempo (Fig. 4, 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 (Fig. 4, 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 (Fig. 4). 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 (Fig. 4, 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 (Fig. 4, Tabela 3). Assim, os municípios com menores produções estavam concentrados nas mesorregiões de Metropolitana de Porto Alegre, Noroeste Rio-Grandense, Centro Oriental Rio-Grandense, Nordeste Rio Grandense, Metropolitana de Curitiba, Vale do Itajaí e Sul Catarinense (nos dois primeiros períodos, 1998-2003 e 2003-2008). Parte significativa dos municípios situados em SC e PR com menores produções bovinas localizavam-

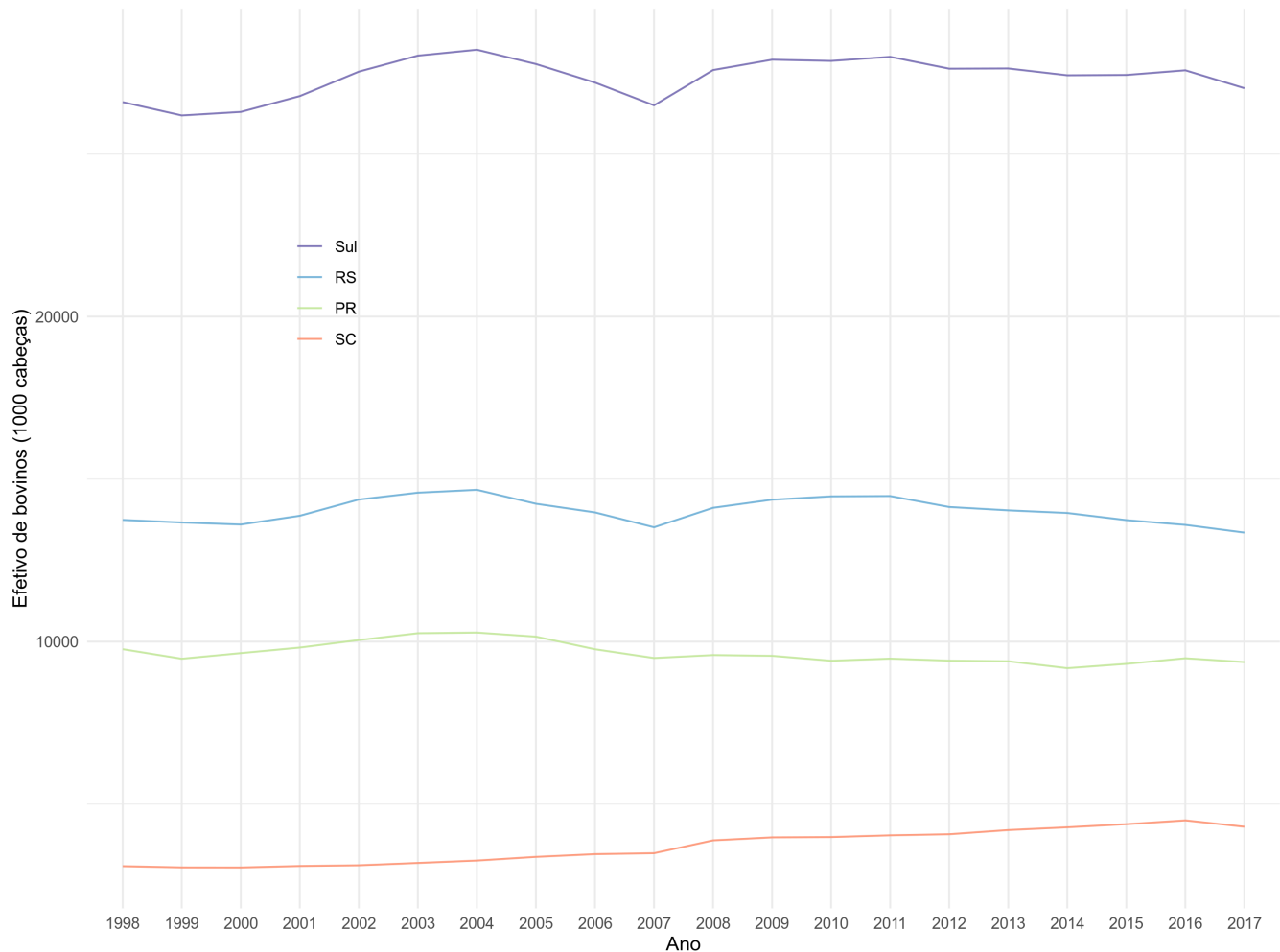


Figura 3: Efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017.

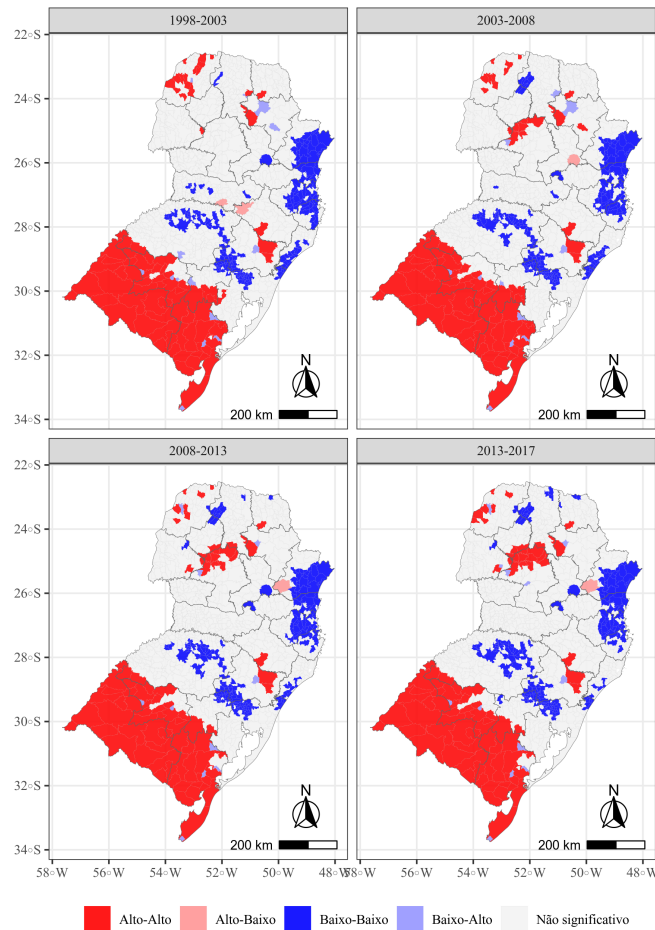
Tabela 2: Número de municípios com alto-alto por mesorregião e período.

Mesorregião	Período			
	1998-2003	2003-2008	2008-2013	2013-2017
<b>Extremo sul do RS</b> (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
<b>Noroeste Paranaense</b>	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
<b>Centro-Sul Paranaense</b>		6	8	10
<b>Total</b>	84	82	84	87

se mais a leste. Ademais, as mesorregiões que aumentaram municípios com baixo efetivo de bovinos são Metropolitana de Porto Alegre, Noroeste Rio-Grandense e Norte Central Paranaense, e aquelas com tendência de redução

são quase todas mesorregiões de SC, excepto Norte Catarinense (Fig. 4, Tabela 3).

Além dos clusters alto-alto e baixo-baixo, identificou-se também agrupamentos baixo-alto e alto-baixo, conside-



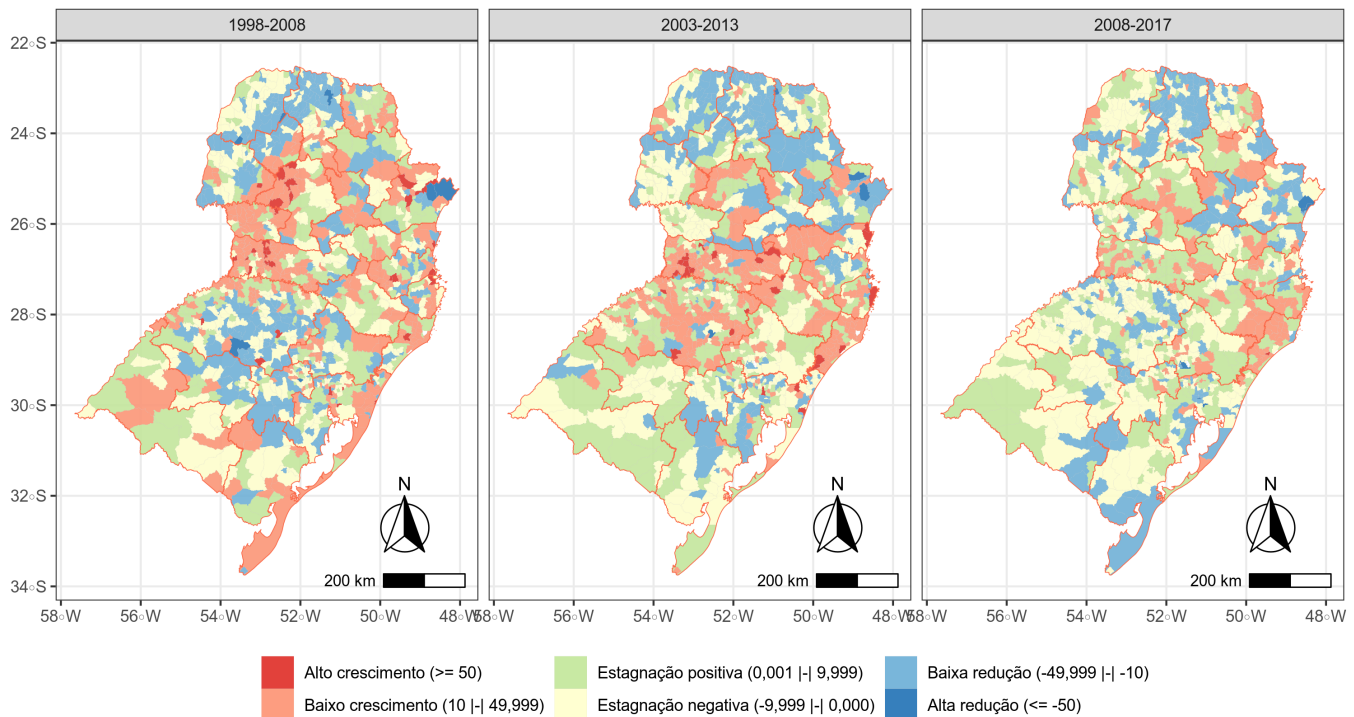
**Figura 4:** Agrupamentos espaciais do efetivo de bovinos na região Sul do Brasil.

**Tabela 3:** Número de municípios com baixo-baixo 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
<b>Total</b>	<b>211</b>	<b>209</b>	<b>206</b>	<b>207</b>

rados outliers (Fig. 4). 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, e

Centro Oriental Paranaense, tendendo a reduzir (Fig. 4). 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-



**Figura 5:** Crescimento do efetivo de bovinos no sul do Brasil de 1998 a 2017.

2017) (Fig. 4).

A Fig. 5 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 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 Fig. 5, 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.

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 (Fig. 5).

O rebanho bovino estagnado estava espalhado em todas as 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 (Fig. 5). Portanto, percebe-se que parte significativa das mesorregiões que concentravam municípios com redução do efetivo de bovinos também reuniam municípios com estagnação do rebanho.

A partir da análise dos resultados da TCR, é possível afirmar que embora os altos valores do efetivo de bovinos se concentrassem 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 (Fig. 5), embora tenham alguns registros de municípios com aumento do rebanho bovino, sobretudo no primeiro período da análise (1998-2008). Ademais, 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), Centro-Sul Paranaense, Norte Central Paranaense, Norte Pioneiro Paranaense e Metropolitana de Curitiba (PR) (Fig. 5).

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. Portanto, algumas mesorregiões que concentraram municípios com aumento do efetivo de bovinos também concentraram municípios com redução do efetivo de bovinos. Contudo, segundo a Fig. 3 e de acordo com de 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 et al. (2006), pode ser explicada, em parte, pelo aumento da produção da soja e cana-de-açúcar que tornaram-se rentáveis. Outrossim, a bovinocultura nos campos sulinos enfrentam dificuldades de manejo, o que contribui também para a sua conversão em produção vegetal (de Oliveira, 2015; de Faccio Carvalho and Batello, 2009).

É importante sublinhar que no período de 2008–2018 teve apenas um município do estado de SC (Maracajá) com alto crescimento do efetivo de bovinos e esteve circundado 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).

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 (Fig. 6). Ao passo que no período de 2010 a 2017 observou-se uma tendência de retorno para o extremo Norte (Fig. 6). 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 em quase todas mesorregiões do RS (exceto Sudoeste Rio-Grandense), principalmente a Centro Oriental (-19,95%) e a Centro Ocidental Rio-Grandense (-10,64%). Enquanto os municípios do estado de SC, de maneira geral, tiveram aumento do rebanho bovino. Esse aumento se verificou de igual modo em municípios do PR (Fig. 5), destacadamente no Centro-Sul Paranaense (32,11%), Sudoeste Paranaense (19,49%) e Norte Pioneiro Paranaense (8,55%). Os aumentos foram percebidos a partir das taxas de crescimento relativo determinadas para cada mesorregião no período de 1998 a 2017. Destarte, das 23 mesorregiões apenas 10 tiveram crescimento do efetivo de bovinos no período analisado e estavam concentradas nos estados de SC e PR.

A redução do efetivo bovino reflete a 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, 2020a,b), embora a região conte com clima, relevo e topografia apropriada para o cultivo de espécies forrageiras de melhor qualidade (de 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; de 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 de pastagens são elevados (Canto et al., 2010). Outros benefícios, entre vários, destacam-se a conservação da rica biodiversidade encontrada nos campos sulinos (Boldrini, 2002), a garantia de uma produção bovina sustentável Motta-Delgado et al. (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 (de Mello et al., 2007), que visarão adicionar calorias e proteínas ao mundo, além de melhorar as condições econômicas e segurança alimentar na região (de Oliveira, 2015; Foley et al., 2011), pois trazem informações recentes da pauta do efetivo de bovinos em termos de magnitude, localizações e tenta elucidar as razões dos processos observados ao longo dos períodos analisados. Ademais, os resultados podem contribuir em um possível ajuste ou alteração nos trabalhos de defesa sanitária (Felipe et al., 2013; Baptista and Nunes, 2007).

## 4 Conclusões

Este estudo analisou a dinâmica da produção bovina em municípios da Região Sul do Brasil entre 1998 a 2017, e revelou que a produção bovina, nesse período, segue padrão espacial que reflete aptidão regional, variando ligeiramente ao longo do tempo. Assim, pode-se afirmar que os municípios sulinos, além de fatores ambientais e socioeconômicas, são dependentes dos seus vizinhos em termos de produção bovina, ou seja, quando um município é vizinho de outro com alto valor de efetivo de bovinos tende a ter a mesma característica. Ademais, as regiões que agrupam de maneira significativa municípios com maior efetivo de bovinos são Sudoeste Rio-Grandense, Sudeste Rio-Grandense, Centro Oriental Rio-Grandense, 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, Vale do Itajaí e Sul Catarinense.

As regiões sulinas que concentram municípios com alto

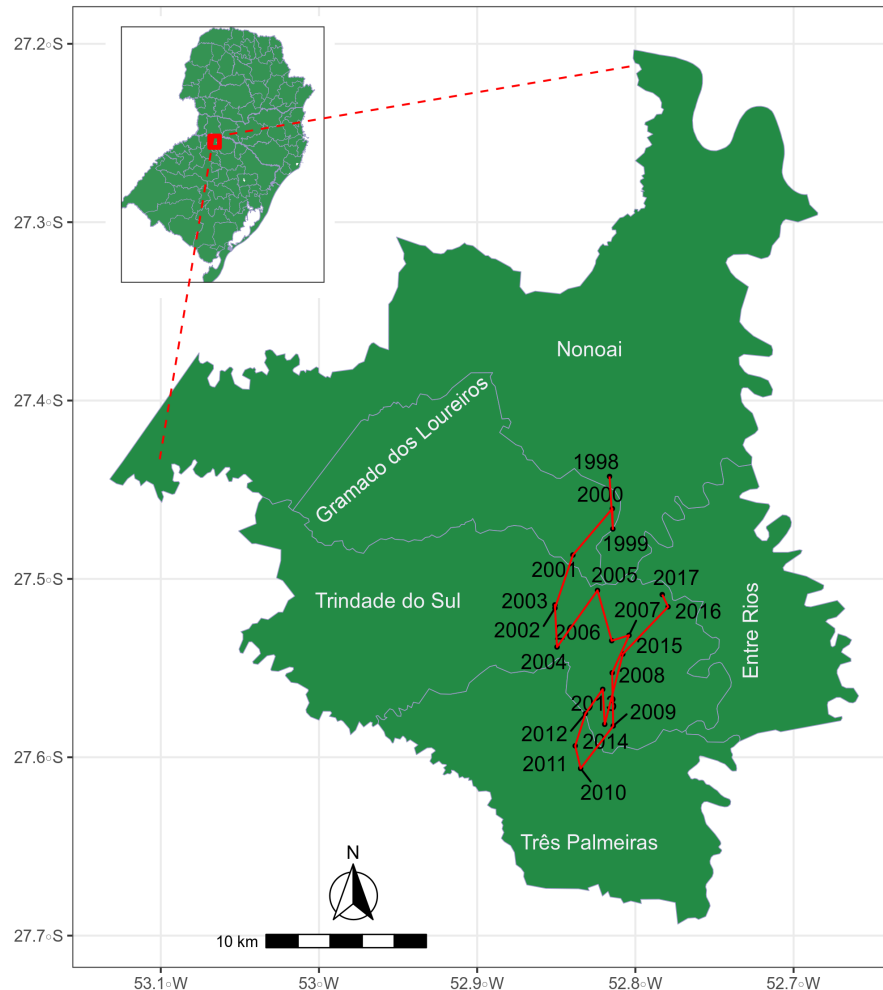


Figura 6: Deslocamento do efetivo de bovinos no sul do Brasil.

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.

Os pontos de equilíbrios das produção bovina mudaram ao longo do tempo. Assim, nos últimos períodos, o efetivo de bovinos tendia a deslocar-se do sul para o norte da Região Sul.

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

## Agradecimento

Os autores agradecem ao Grupo de Cooperação Internacional de Universidades Brasileiras (GCUB) pela concessão da bolsa de mestrado para o primeiro autor a partir do Programa de Formação de Professores de Educação Superior de Países Africanos (ProAfri).

## Referências

- ABIEC, A. (2020). Série histórica das exportações de carne bovina. Disponível em <http://abiec.com.br/exportacoes/>.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—*lisa*, *Geographical analysis* 27(2): 93–115.
- Baptista, F. and Nunes, T. (2007). Spatial analysis of cattle movement patterns in Portugal, *Veterinaria Italiana* 43(3): 611–619. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/20422540/>.
- Boldrini, I. (2002). Campos sulinos: caracterização e

- biodiversidade, *Biodiversidade, conservação e uso sustentável da Flora do Brasil* pp. 95–97. Disponível em [https://www.researchgate.net/publication/284033894\\_Campos\\_sulinos\\_Caracterizacao\\_e\\_biodiversidade](https://www.researchgate.net/publication/284033894_Campos_sulinos_Caracterizacao_e_biodiversidade).
- Canto, M., Jobim, C., Pagliarini, M., Pancera JR, E., Barth Neto, A., Introvini, E., Zanfolin, P., Ferreira, C., Mativi, T., Almeida, G. and Vizzoto, B. (2010). A pecuária de corte no paran  – desenvolvimento, caracteriza  e o papel das pastagens, *Scientia Agraria Paranaensis* 9(3): 5–21. <https://doi.org/10.18188/sap.v9i3.5257>.
- de Faccio Carvalho, P. C. and Batello, C. (2009). Access to land, livestock production and ecosystem conservation in the brazilian campos biome: the natural grasslands dilemma, *Livestock Science* 120(1-2): 158–162. <https://doi.org/10.1016/j.livsci.2008.04.012>.
- de Mello, L. M. R., Garagorry, F. L. and Filho, H. C. (2007). Evolu  e din mica da produ  de ma  no brasil no per odo de 1975 a 2003, *Embrapa Uva e Vinho. Documentos*. Disponível em <https://www.embrapa.br/uva-e-vinho/busca-de-publicacoes/-/publicacao/542577/evolucao-e-dinamica-da-producao-de-maca-no-brasil-no-periodo-de-1975-a-2003>.
- de Oliveira, T. (2015). *Din mica da produ  de alimentos no Bioma Pampa*, PhD thesis, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. Disponível em <https://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/163288>.
- Dobrovolski, R., Loyola, R. D., de Marco Jr, P. and Diniz-Filho, J. A. F. (2011). Agricultural expansion can menace brazilian protected areas during the 21st century, *Natureza & Conserva * 9(2): 208–213. <https://doi.org/10.4322/natcon.2011.027>.
- Ertur, C. and Le Gallo, J. (2003). An exploratory spatial data analysis of european regional disparities, 1980–1995, *European regional growth*, Springer, pp. 55–97.
- Felipe, P., Nicolino, R., Capanema, R. and Haddad, J. (2013). Caracteriza  do tr nsito bovino no estado do paran  e santa catarina, brasil, 2008, *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterin ria e Zootecnia* 65(3): 659–668. <https://doi.org/10.1590/S0102-09352013000300007>.
- Fisher, M., Rao, I., Ayarza, M., Lascano, C., Sanz, J., Thomas, R. and Vera, R. (1994). Carbon storage by introduced deep-rooted grasses in the south american savannas, *Nature* 371(6494): 236–238. <https://doi.org/10.1038/371236a0>.
- Foley, J., Ramankutty, N., Brauman, K., Cassidy, E., Gerber, J., Johnston, M., Mueller, N., O’Connell, C., Ray, D., West, P., Balzer, C., Bennett, E., Carpenter, S., Hill, J., Monfreda, C., Polasky, S., Rockstrom, J., Sheehan, J., Siebert, S., Tilman, D. and Zaks, D. (2011). Solutions for a cultivated planet, *Nature* 478(7369): 337–342. <https://www.nature.com/articles/nature10452?page=56>.
- Fotheringham, A. S., Brunson, C. and Charlton, M. (2000). *Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis*, Sage.
- Getis, A. and Ord, J. (1992). The analysis of spatial association by use of distance statistics, *Geographical Analysis* 24(3).
- IBGE, I. B. d. G. e. E. (2020a). Censo agropecu rio 2006. Disponível em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1224>.
- IBGE, I. B. d. G. e. E. (2020b). Censo agropecu rio 2017. Disponível em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6911>.
- IBGE, I. B. d. G. e. E. (2020c). Pesquisa nacional por amostra de domic lios. Disponível em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/261>.
- IBGE, I. B. d. G. e. E. (2020d). Portal de mapas do ibge. Disponível em <https://portaldemapas.ibge.gov.br/porta.php#homepage>.
- IBGE, I. B. d. G. e. E. (2020e). Produ  pecu ria municipal. Disponível em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/3939>.
- Kamilares, A., Kartakoullis, A. and Prenafeta-Bold , F. (2017). A review on the practice of big data analysis in agriculture, *Computers and Electronics in Agriculture* 143: 23–37. <https://doi.org/10.1016/j.compag.2017.09.037>.
- Lee, J. and Wong, D. W. (2001). *Statistical analysis with ArcView GIS*, John Wiley & Sons.
- Li, E., Coates, K., Li, X., Ye, X. and Leipnik, M. (2017). Analyzing agricultural agglomeration in china, *Sustainability* 9(2): 313. <https://doi.org/10.3390/su11072150>.
- Maranh , R. L. A. (2015). *An lise da din mica da produ  de soja, cana de a car, milho e bovina no territ rio brasileiro (2015)*, Mestrado, Universidade de Bras lia, Bras lia. Disponível em <https://repositorio.unb.br/handle/10482/19985>.
- Maranh , R. L. A., de Carvalho J nior, O. A., Hermuche, P. M., Gomes, R. A. T., McManus Pimentel, C. M. and Guimar es, R. F. (2019). The spatiotemporal dynamics of soybean and cattle production in brazil, *Sustainability* 11(7): 2150. <https://doi.org/10.3390/su11072150>.
- McAlpine, C. A., Etter, A., Fearnside, P. M., Seabrook, L. and Laurance, W. F. (2009). 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* 19(1): 21–33. <https://doi.org/10.1016/j.gloeovcha.2008.10.008>.
- McManus, C., Barcellos, J. O. J., Formenton, B. K., Hermuche, P. M., Carvalho Jr, O. A. d., Guimar es, R., Gianezini, M., Dias, E. A., Lampert, V. d. N., Zago, D. and Neto, J. B. (2016). Dynamics of cattle production in brazil, *PloS one* 11(1): e0147138. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0147138>.
- Motta-Delgado, P., Oca a Mart nez, H. and Rojas-Vargas, E. (2019). Indicators associated to pastures sustainability, *Ciencia y Tecnologia Agropecuaria* 20(2): 387–430. [https://doi.org/10.21930/rcta.vol20\\_num2\\_art.1464](https://doi.org/10.21930/rcta.vol20_num2_art.1464).

- Nepstad, D. C., Stickler, C. M. and Almeida, O. T. (2006). Globalization of the amazon soy and beef industries: opportunities for conservation, *Conservation biology* 20(6): 1595–1603. <https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2006.00510.x>.
- Oyana, T. and Margai, F. (2015). *Spatial Analysis: Statistics, Visualization, and Computational Methods*, CRC Press.
- Pagani, G. G., Gianezini, M., Watanabe, M., Ruviaro, C. F. et al. (2018). Panorama da produção de carne bovina na mesorregião do sul catarinense, *Observatorio de la Economía Latinoamericana* (241). Disponível em <https://www.eumed.net/rev/oel/2018/03/producao-carne-bovina.html>.
- Pagini, G. G. (2018). *Desenvolvimento da cadeia produtiva da carne bovina no sul de santa catarina*, Mestrado em desenvolvimento sócio econômico, Universidade do Extremo Sul Catarinense, Criciúma. Disponível em <http://repositorio.unesc.net/handle/1/6455>.
- Peixoto, C. and Peixoto, M. (2009). *Dinâmica do crescimento vegetal: princípios básicos*, Vol. 1, tópicos em ciências agrárias edn, UFRB, Cruz das Almas, chapter 4, pp. 38–53. Disponível em <http://files.prof-vanderufersa.webnode.com.br/\200000123-6a2186a9e0/Livro%20T%C3%B3picos%20em%\20Ci%C3%Aancias%20Agrarias.pdf#page=39>.
- Pinto, C., GARAGORRY, F., COSTA JR, N. and Baldissera, T. (2016). Pecuária de corte: Vocaç o e inovaç o para o desenvolvimento catarinense. Disponível em [https://www.researchgate.net/publication/309418225\\_Pecuaria\\_de\\_Corte\\_Vocacao\\_e\\_inovacao\\_para\\_o\\_desenvolvimento\\_catarinense](https://www.researchgate.net/publication/309418225_Pecuaria_de_Corte_Vocacao_e_inovacao_para_o_desenvolvimento_catarinense).
- Reis, G. G. d. and Müller, M. W. (1979). An lise de crescimento de plantas: mensuraç o do crescimento.
- Santana, C. A. M., SOUZA, G. d. S., CAMPOS, S., DEL'ARCO SANCHES, I., Gomes, E. G. and Sano, E. E. (2020). *Din micas agropecu rias e socioecon micas no Cerrado, de 1975 a 2015*, Vol. 1, din mica agr cola no cerrado: an lises e projeç es edn, Embrapa, Bras lia, chapter 5, pp. 141–192. Disponível em <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/handle/doc/1121867>.
- Subramanian, H. and Raj, P. (2019). *Hands-On RESTful API Design Patterns and Best Practices: Design, develop, and deploy highly adaptable, scalable, and secure RESTful web APIs*, Packt Publishing Ltd.
- USDA, U. (2020). Foreign agricultural service: Beef and veal production. Disponível em <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/\index.html/app/downloads>.
- Wang, J., Zhang, Z. and Liu, Y. (2018). Spatial shifts in grain production increases in china and implications for food security, *Land Use Policy* 74: 204–213. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2017.11.037>.
- Zeni, E. (2001). *Caracterizaç o da cadeia produtiva da pecu ria bovina de corte no estado de santa catarina*, Mestrado em engenharia de produç o, Universidade Federal de Santa Catarina, Florian polis. Disponível em <https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/82088>.
- Zhang, Z. and Lu, C. (2019). Spatio-temporal pattern change of winter wheat production and its implications in the north china plain, *Sustainability* 11(11): 3028. <https://doi.org/10.3390/su11072150>.