

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
INSTITUTO DE GEOCIÊNCIAS
COMISSÃO DE GRADUAÇÃO EM GEOGRAFIA

Nicholas Becker Pires Pi

**Relação entre a variabilidade de fatores ambientais e a clorofila-a
estimada por sensoriamento remoto**

Porto Alegre
2025

Nicholas Becker Pires Pi

**Relação entre a variabilidade de fatores ambientais e a clorofila-a
estimada por sensoriamento remoto**

Orientador: Prof. Dr. Laurindo Antonio Guasselli

Monografia apresentada como requisito parcial à
obtenção do título de Bacharel em Geografia,
Comissão de Graduação de Geografia da
Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

BANCA EXAMINADORA:

Dr^a. Taís de Fátima Ramos Guimarães

Codex

Prof. Dr. Ulisses Franz Bremer

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Porto Alegre
2025

RESUMO

As lagoas da Planície Costeira do Rio Grande do Sul apresentam uma grande biodiversidade, além de relevância em aspectos econômicos e turísticos. Entretanto, impactos ambientais, derivados de atividades agrícolas e urbanas, têm contribuído para sua eutrofização. Compreender a influência desses fatores ambientais sobre a dinâmica da clorofila-a pode auxiliar na identificação dos mecanismos que regulam a produtividade fitoplanctônica no sistema lagunar. Esse estudo propõe como objetivo explorar o comportamento da clorofila-a estimada por sensoriamento remoto e a sua relação com fatores ambientais, entre 2018 e 2024, na lagoa dos Quadros - Litoral Norte. Para isto, foram utilizadas série temporal de clorofila-a, estimada a partir NDCI utilizando imagens Sentinel-2; série temporal de temperatura do ar obtida por reanálise ERA5; série temporal de vazão da estação fluviométrica 87317030. Foram aplicados testes de Kruskal-Wallis, Dunn, Mann-Kendall e t de Student e análises estatísticas a fim de compreender: o comportamento sazonal das variáveis; a ocorrência, distribuição e tendência de anomalias mensais; os padrões espaço-temporais da distribuição da clorofila-a; a relação entre as anomalias de clorofila-a e as anomalias de vazão e temperatura do ar. Os resultados mostram que a aplicação do NDCI se apresenta como uma alternativa viável para o monitoramento espaço-temporal do comportamento da clorofila-a em lagoas costeiras. Na primavera, ocorre maior concentração da chl-a, com distribuição espacial difusa por toda a lagoa mas, com maior concentração de chl-a na porção oeste. As anomalias de clorofila e de temperatura do ar não apresentam tendência tanto em sinal quanto em módulo, mas as anomalias de vazão apresentam tendência ao aumento de valores positivos. Não foi possível concluir como as anomalias positivas ou negativas, de vazão e temperatura, influenciam a distribuição das anomalias de clorofila-a.

Palavras-chave: Lagoa dos Quadros. NDCI. Temperatura do ar. Vazão. Séries temporais.

ABSTRACT

The lagoons in the Planície Costeira of Rio Grande do Sul exhibit great biodiversity, in addition to their economic and touristic relevance. However, environmental impacts resulting from agricultural and urban activities have contributed to their eutrophication. Understanding the influence of these environmental factors on the dynamics of chlorophyll-a can help identify the mechanisms that regulate phytoplankton productivity in the lagoon system. This study aims to explore the behavior of chlorophyll-a estimated through remote sensing and its relationship with environmental factors between 2018 and 2024 in Quadros lagoon, located on the northern coast of the state. To this end, a time series of chlorophyll-a was used, estimated from the Normalized Difference Chlorophyll Index (NDCI) based on Sentinel-2 imagery; a time series of air temperature obtained from ERA5 reanalysis; and a river discharge time series from the fluviometric station 87317030. To better understand the dynamics, statistical tests including Kruskal-Wallis, Dunn's post-hoc test, the Mann-Kendall trend test, and Student's t-test were applied. These analyses aimed to assess: the seasonal behavior of the variables; the occurrence, distribution, and trends of monthly anomalies; the spatiotemporal patterns of chlorophyll-a distribution; and the relationship between chlorophyll-a anomalies and river discharge or air temperature anomalies. The results show that the application of NDCI is a viable alternative for spatiotemporal monitoring of chlorophyll-a behavior in coastal lagoons. In spring, chlorophyll-a concentrations increase, with a diffuse spatial distribution throughout the lagoon, though more pronounced in the western portion. Chlorophyll-a and air temperature anomalies do not show a clear trend in either direction or magnitude, but river discharge anomalies tend to increase in positive values. It was not possible to conclude how positive or negative anomalies in river discharge and air temperature influence the distribution of chlorophyll-a anomalies.

Keywords: Lagoa dos Quadros. NDCI. Air temperature. River discharge. Time series

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Espectros da água sob dominância dos Constituintes Opticamente Ativos (COAs) e posição das bandas espectrais de sensores orbitais.....	14
Figura 2: Mapa de localização da área de estudo, lagoa dos Quadros, Rio Grande do Sul.....	18
Figura 3: Fluxograma metodológico da pesquisa.....	18
Figura 4: Buffer negativo da lagoa dos Quadros.....	19
Figura 5: Imagens obtidas em cada mês de cada ano.....	20
Figura 6: Localização do ponto de amostragem de dados do ERA5 e da estação fluviométrica 87317030 utilizados no estudo.....	22
Figura 7: Porcentagem de dados válidos e inválidos da estação 87317030 por mês para o período 2018-2024.....	23
Figura 9: Diagrama de caixa com a média temporal da chl-a.....	30
Figura 10: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado a chl-a por mês.....	30
Figura 11: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado ao chl-a por estação.....	31
Figura 12: Diagrama de caixa com a média temporal da vazão.....	32
Figura 13: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado à vazão por estação.....	33
Figura 14: Diagrama de caixa com a média temporal da temperatura do ar.....	33
Figura 15: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado à temperatura por mês.....	34
Figura 16: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado à temperatura por estação.....	34
Figura 17: Comportamento espaço-temporal da clorofila-a. Representações do comportamento médio mensal para o período 2018-2024.....	35

Figura 18: Séries temporais das anomalias das variáveis para o período 2018-2024..
37

Figura 19: Série temporal das anomalias em módulo das variáveis para o período
2018-2024..... 37

Figura 20: Distribuições de densidade (KDE) das anomalias de chl-a em função do
sinal das anomalias de temperatura do ar (T)..... 39

Figura 21: Distribuições de densidade (KDE) das anomalias de chl-a em função do
sinal das anomalias de vazão (Q)..... 40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Relação qualitativa entre os valores de NDCI.....	16
Tabela 2. Resultados do teste MKHM e de Theil-Sen para as séries de anomalias..	36

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ANA – Agência Nacional de Águas

BCRS25 – Base Cartográfica do Estado do Rio Grande do Sul (escala 1:25000)

chl-a – Clorofila-a

COAs – Constituintes Opticamente Ativos

KW – Kruskal-Wallis

MERIS – Medium Resolution Imaging Spectrometer

MK – Mann-Kendall

MKHR – Teste de MK desenvolvida por Hamed e Rao

NDCI – Índice de Clorofila por Diferença Normalizada

Q – Vazão

RHN – Rede Hidrometeorológica Nacional

Rrs – Reflectância de Sensoriamento Remoto

SGB-CPRM – Serviço Geológico Brasileiro – Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais

SNIRH – Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos

T – Temperatura

ZEE – Zoneamento Ecológico-Econômico

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
1.1 OBJETIVOS.....	13
1.1.1 Objetivo geral.....	13
1.1.2 Objetivos específicos.....	13
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	14
2.1 Estimativa de clorofila-a por sensoriamento remoto.....	14
2.1.1 Índice De Diferença De Clorofila Normalizado.....	15
2.2 Variação da clorofila-a em relação a diferentes parâmetros ambientais.....	16
3 MATERIAIS E MÉTODOS.....	18
3.1 Caracterização da área de estudo.....	18
3.2 Aquisição e processamento de dados.....	19
3.2.1 Dados de NDCI.....	19
3.2.2 Dados de temperatura do ar.....	22
3.2.3 Dados de vazão fluvial.....	23
3.3 Cálculo das médias e anomalias mensais.....	24
3.4 Teste de sazonalidade das série temporais.....	25
3.5 Análise de tendências das anomalias.....	26
3.6 Análise comparativa das distribuições das anomalias clorofila-a entre grupos de anomalias positivas e negativas.....	27
4 RESULTADOS.....	29
4.1 Séries temporais de clorofila-a e parâmetros ambientais.....	29
4.2 Comportamento mensal e sazonal da clorofila-a e parâmetros ambientais...	30
4.2.1 Clorofila-a.....	30
4.2.2 Vazão.....	32
4.2.3 Temperatura do ar.....	34
4.3. Comportamento espaço-temporal da clorofila-a.....	36
4.4 Tendências das séries temporais de anomalias de clorofila-a e parâmetros ambientais.....	36
4.5 Efeitos das anomalias de temperatura e vazão sobre a distribuição das anomalias de clorofila-a.....	39
5 DISCUSSÕES.....	41
7 REFERÊNCIAS.....	43

1. INTRODUÇÃO

A clorofila-a (chl-a) é um pigmento fotossintético verde presente nas células fotossintéticas de organismos que realizam fotossíntese oxigênica (Streit *et al.*, 2005). O pigmento é encontrado em todos os grupos de algas e cianobactérias, e pode corresponder de 1 a 2% do peso seco de algas planctônicas, por isto, é frequentemente utilizado como um indicador de biomassa fitoplanctônica (CETESB, 2014).

Em sistemas aquáticos, a concentração da chl-a é uma variável de interesse na determinação do estado trófico. A variação dos níveis de chl-a pode indicar a floração de algas e cianobactérias devido ao enriquecimento por nutrientes como fósforo e nitrogênio (CETESB, 2014; Barbosa *et al.*, 2019).

A presença em alta densidade de algumas espécies de organismos fitoplanctônicos em ambientes aquáticos pode restringir o tratamento e a distribuição da água para consumo (CETESB, 2018). Mais especificamente, a ocorrência de espécies de cianobactérias nocivas está relacionada à mortandade de animais e a riscos à saúde pública (CETESB, 2018; Barbosa *et al.*, 2019).

As Diretrizes ambientais para os municípios do Litoral Norte do Rio Grande do Sul foram propostas nas últimas décadas (FEPAM, 2000; FEPAM, 2024) visando, por exemplo, a manutenção, recuperação, conservação e melhoria da qualidade e da quantidade dos recursos hídricos.

Segundo Lanzer (2012), as lagoas costeiras possuem uma grande biodiversidade, além de grande relevância em aspectos econômicos e turísticos aos municípios. Entretanto, estes ecossistemas sofrem elevada pressão antrópica decorrente da especulação imobiliária e do cultivo de arroz irrigado (MMA, 2000; Lanzer, 2012).

Impactos ambientais derivados da ocupação das lagoas têm contribuído para sua eutrofização, destruindo a biodiversidade, ainda pouco conhecida, e acelerando o processo de envelhecimento natural (Lanzer, 2012).

Segundo Lissner e Guasselli (2013), "a demanda crescente pelo uso de técnicas de geoprocessamento e sensoriamento remoto na análise de parâmetros de qualidade da água amplia e agiliza essas possibilidades de gestão dos recursos hídricos". Entretanto, segundo Londe *et al.* (2005), "há poucos trabalhos sobre a aplicação de técnicas de sensoriamento remoto para o estudo de águas interiores,

em comparação a outros tipos de ecossistemas". Em estudos de caso, quando não há medições *in situ*, o sensoriamento remoto é uma alternativa ágil e de baixo custo e que permite uma análise espaço-temporal eficiente. Uma das técnicas possíveis para a estimativa de parâmetros de qualidade da água por sensoriamento remoto é o *Normalized Difference Chlorophyll Index* (NDCI) (Mishra; Mishra, 2012), utilizado para estimar a concentração de clorofila-a em ambientes aquáticos.

Considerando os processos vigentes que atuam nas lagoas do Litoral Norte do Rio Grande do Sul, em especial na Lagoa dos Quadros, torna-se fundamental analisar os padrões espaço-temporais e as tendências de parâmetros de qualidade da água associados à eutrofização, como a concentração de clorofila-a. Além disso, compreender a influência de fatores ambientais sobre a dinâmica desse pigmento auxilia na identificação dos mecanismos que regulam a produtividade fitoplanctônica no sistema.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Objetivo geral

O objetivo geral deste estudo é explorar o comportamento da clorofila-a estimada por sensoriamento remoto e a sua relação com fatores ambientais, entre 2018 e 2024, na lagoa dos Quadros - Litoral Norte do Rio Grande do Sul.

1.1.2 Objetivos específicos

- a) Investigar a ocorrência de comportamento mensal e sazonal da clorofila-a, temperatura do ar e vazão;
- b) Analisar o comportamento espaço-temporal do NDCI;
- c) Investigar se as anomalias de clorofila-a apresentam tendências, tanto em sinal quanto em intensidade;
- d) Analisar a influência das anomalias de vazão e de temperatura sobre as anomalias de clorofila-a.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Estimativa de clorofila-a por sensoriamento remoto

Segundo Barbosa *et al.* (2019), o comportamento espectral da água sobre dominância da clorofila-a (Figura 1) está associada à absorção na região do azul (450 nm) e do vermelho (670 nm), enquanto a reflectância mais alta está associada às regiões do verde (550 nm) e do início do NIR (710 nm).

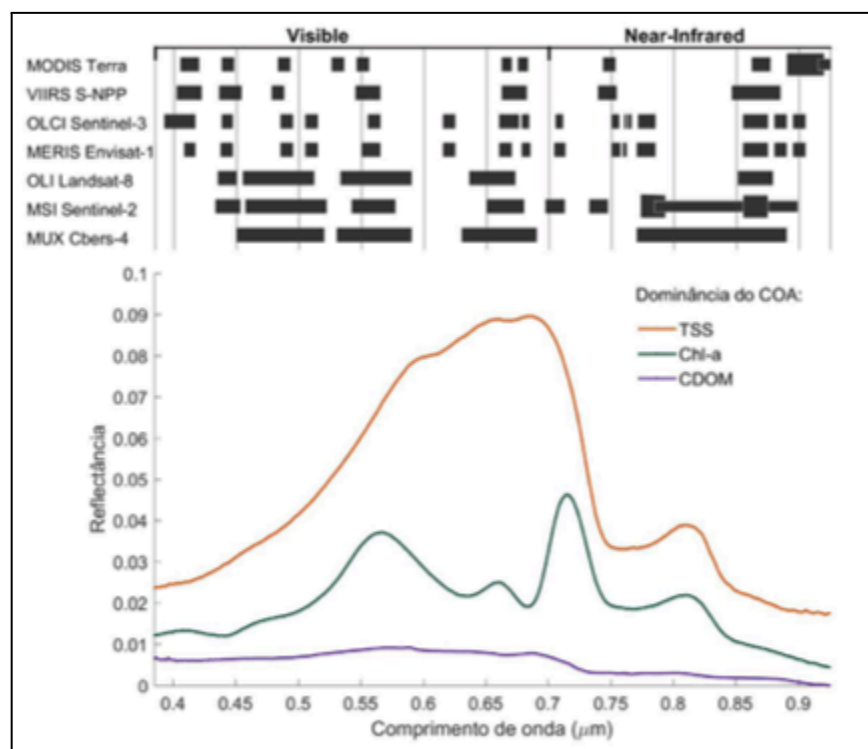


Figura 1: Espectros da água sob dominância dos Constituintes Opticamente Ativos (COAs) e posição das bandas espectrais de sensores orbitais. Fonte: Barbosa *et al.* (2019).

A estimativa de concentração de clorofila-a em ambientes aquáticos por meio de dados de sensoriamento remoto pode ser dividida em duas abordagens: empírica/semiempírica e analítica/semianalítica (Barbosa *et al.*, 2019). Os métodos do tipo empírico/semiempírico baseiam-se em regressões estatísticas entre a Reflectância de Sensoriamento Remoto (R_{rs}) e a concentração de chl-a medida *in situ*. Já os métodos do tipo analítico/semianalítico são fundamentados em relações entre a chl-a, as propriedades opticamente inerentes e as propriedades opticamente aparentes (Barbosa *et al.*, 2019).

Segundo Matthews (2011), algoritmos empíricos possuem a capacidade de estimar qualitativamente parâmetros biogeofísicos de forma confiável em águas interiores e em águas de transição. Um exemplo de algoritmo semiempírico, é o Índice de Clorofila por Diferença Normalizada (NDCI).

2.1.1 Índice De Diferença De Clorofila Normalizado

O Índice de Diferença de Clorofila Normalizado (NDCI), ou *Normalized Difference Chlorophyll Index* (Mishra; Mishra, 2012), é um índice de razão normalizada utilizado para estimar a concentração de clorofila-a em estuários e corpos d'água interiores com alta turbidez. O índice pode ser dado pela Equação 1:

$$NDCI \sim \left[\frac{R_{rs}(\lambda_2) - R_{rs}(\lambda_1)}{R_{rs}(\lambda_2) + R_{rs}(\lambda_1)} \right] \quad (1)$$

Em que: λ_1 é a banda do Vermelho (centrada em 665 nm); λ_2 é a banda do red-edge (centrada em 708 nm).

Mishra; Mishra (2012) propuseram o NDCI a partir da relação entre a concentração de chl-a e medições radiométricas *in situ* reamostradas para compatibilizar com as bandas do sensor *Medium Resolution Imaging Spectrometer* (MERIS)/Envisat (Tabela 1).

Tabela 1. Relação qualitativa entre os valores de NDCI. Fonte: Mishra; Mishra, 2012

Intervalo NDCI	Intervalo chl-a (mg.m ⁻³)
< -0,1	< 7,5
-0,1 a 0	7,5 a 16
0 a 0,1	16 a 25
0,1 a 0,2	25 a 33
0,2 a 0,4	33 a 50
0,4 a 0,5	> 50
0,5 a 1	floração algal intensa

Caneve *et al.* (2023) utilizaram o NDCI para analisar a influência de fatores hidrometeorológicos em episódios de floração de algas na lagoa dos Patos no verão

de 2019/2020. Os autores utilizaram dados de vazão fluvial, temperatura do ar, velocidade e direção do vento e precipitação para caracterizar os períodos antecedentes ao evento. Os resultados indicaram que o verão de 2019/2020 foi mais seco que a média histórica, apresentando baixos níveis de vazão e temperaturas elevadas, condições que favoreceram a estratificação térmica mesmo em áreas rasas. Ventos fracos contribuíram para o acúmulo de manchas de cianobactérias na superfície da água, com os maiores valores de NDCI observados em dias com altas temperaturas e baixa velocidade do vento.

Buma e Lee (2020) avaliaram o desempenho de 4 algoritmos (2BDA, 3BDA, FLH e NDCI) aplicados a imagens dos satélites Sentinel-2 e Landsat-8 para estimar a concentração de clorofila-a em águas interiores. Como resultado os índices foram comparados com estimativas obtidas por imagens do satélite WorldView-3 (WV3). Os algoritmos 3BDA e NDCI apresentam o melhor desempenho com as imagens do Sentinel-2 e Landsat-8. O estudo destaca a utilidade de imagens de sensoriamento remoto para aprimorar o monitoramento de áreas nas quais dados convencionais são limitados.

2.2 Variação da clorofila-a em relação a diferentes parâmetros ambientais

Com base em dados do sensor MODIS, Auricht *et al.* (2022) desenvolveram um método para identificar a influência da descarga fluvial na concentração de clorofila-a em ambientes costeiros. A metodologia foi testada em 11 grandes rios ao redor do mundo que desembocam em regiões oceânicas costeiras. Os resultados indicaram que sistemas fluviais de grande porte apresentam zonas costeiras com elevadas concentrações de clorofila-a que se estendem de centenas a milhares de quilômetros da foz. Esse padrão sugere que a contribuição da descarga fluvial para a produtividade nas zonas costeiras pode ser relevante, especialmente em áreas com baixa complexidade na dinâmica de nutrientes e com padrões de sazonalidade menos marcados.

Tokat (2025) analisou como a dinâmica espaço-temporal da clorofila-a num mar interior é influenciada por fatores ambientais. A metodologia consistiu em aplicar sobre as séries temporais de anomalias mensais de chl-a, de temperatura de superfície do mar, de temperatura do ar, de precipitação e de "precipitação menos evaporação", testes de tendência e testes de correlação com defasagem temporal.

Utilizando dados do sensor MODIS, entre 2005 e 2021, os resultados mostraram que as épocas de floração algal ocorrem associadas a processos de entrada de água no sistema. Além disso, encontrou que a chl-a ocorreu inversamente relacionada com a temperatura da água e do mar, e diretamente correlacionada com a precipitação.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Caracterização da área de estudo

A lagoa dos Quadros (Figura 2) está situada entre os municípios de Capão da Canoa e Maquiné, no Litoral Norte do Rio Grande do Sul. Faz parte da bacia hidrográfica do rio Tramandaí, situada na Planície Costeira do Litoral Norte do Rio Grande do Sul.

A lagoa possui um espelho d'água de 120,6km². Ela é conectada à montante com a lagoa Itapeva pelo rio Cornélios e à jusante com o sistema de lagoas Pinguela, Palmital e Malvas pelo canal João Pedro. Seu principal afluente é o rio Maquiné.

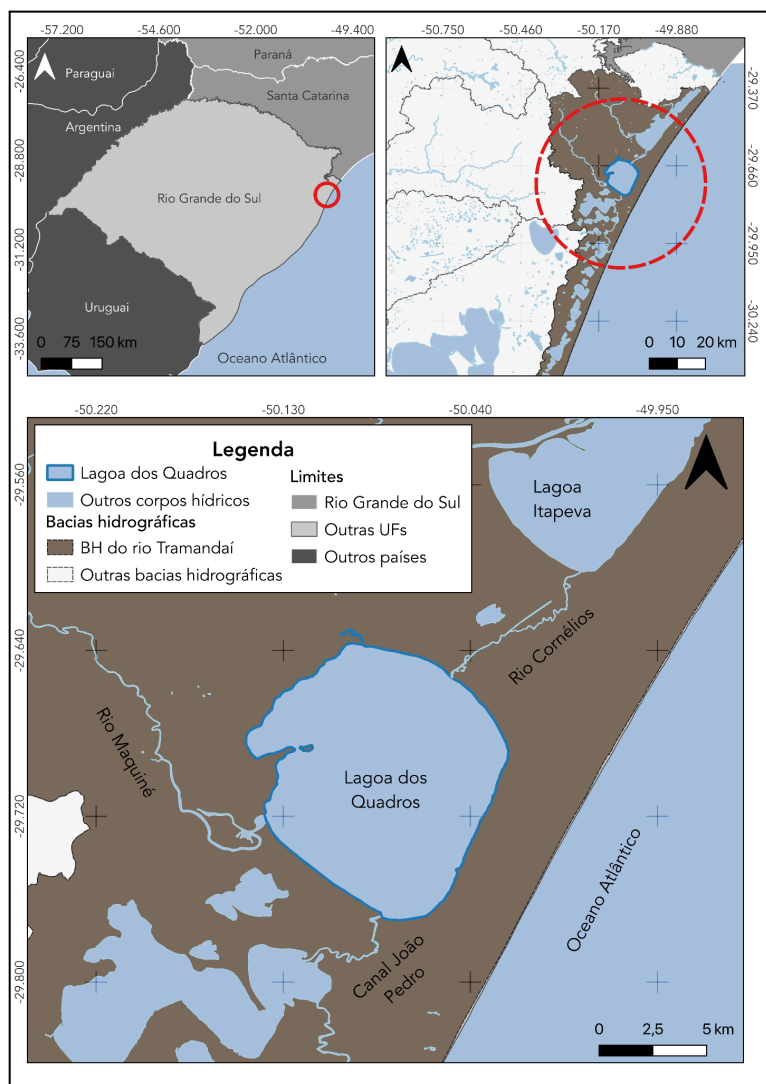


Figura 2: Mapa de localização da área de estudo, lagoa dos Quadros, Rio Grande do Sul. Fonte: Base Cartográfica do Estado do Rio Grande do Sul - BCRS25. Elaboração própria.

3.2 Aquisição e processamento de dados

A Figura 3 apresenta o fluxograma com os procedimentos metodológicos.

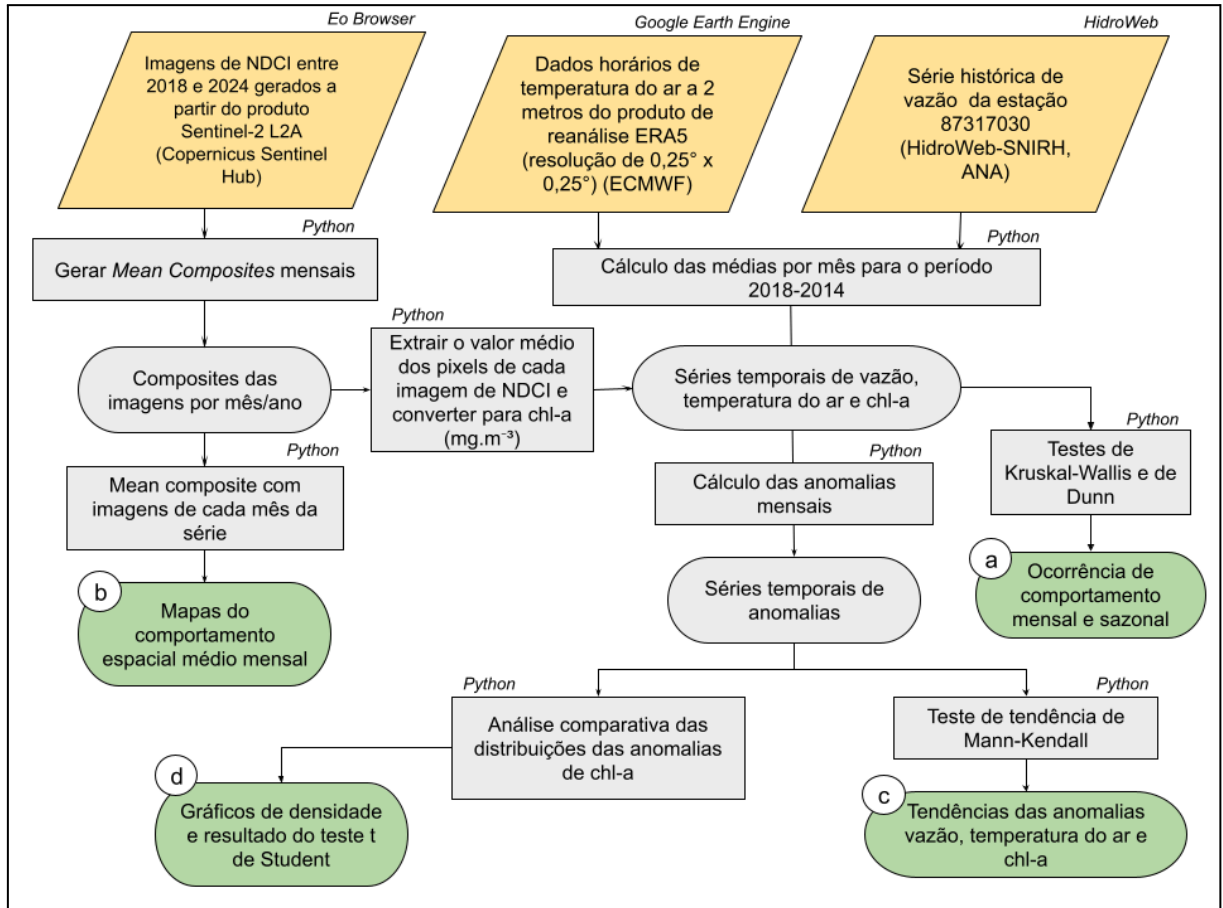


Figura 3: Fluxograma metodológico da pesquisa. Fonte: Elaboração própria.

3.2.1 Dados de NDCI

A partir de observações das dinâmicas espaço-espaciais da lâmina d'água da lagoa dos Quadros, foi gerado um *buffer* negativo de 200m (Figura 4) a fim de evitar a influência dos pixels terrestres de borda no cálculo das estatísticas das imagens. O *buffer* foi gerado por meio do software QGIS (v. 3.28.10), a partir dos dados vetoriais de hidrografia da classe "Massa_Dagua" da Base Cartográfica do Estado do Rio Grande do Sul, escala 1:25.000 (BCRS25). A BCRS25 é um conjunto de dados geoespaciais desenvolvido para atender especialmente o projeto de Zoneamento Ecológico-Econômico (ZEE) do estado do Rio Grande do Sul (SEMA; FEPAM, 2018).

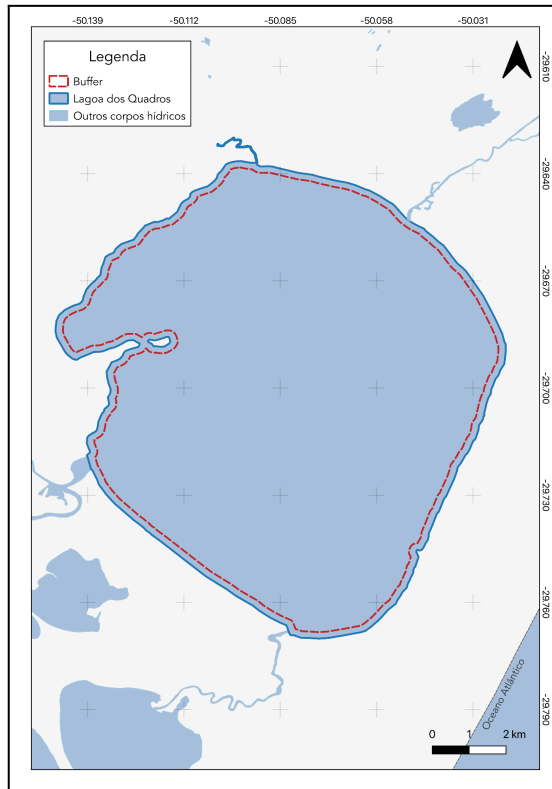


Figura 4: Buffer negativo da lagoa dos Quadros. Fonte: Base Cartográfica do Estado do Rio Grande do Sul - BCRS25. Elaboração própria.

A aquisição, cálculo e recortes das imagens de NDCI foi realizada por meio da aplicação EO Browser da plataforma Sentinel Hub. A plataforma Sentinel Hub é um acesso para processamento e distribuição de grandes volumes de dados de imagens ópticas e multiespectrais, como Sentinel-1, Sentinel-2, Sentinel-3, Landsat 5/7/8/9, MODIS, entre outros.

Para gerar o produto de NDCI, foram selecionadas imagens Sentinel-2 L2A, com cobertura máxima de nuvens de 5%, no intervalo temporal entre 1º de janeiro de 2018 e 31 de dezembro de 2024. Este período foi definido devido à indisponibilidade de imagens Sentinel-2 L2A no Sentinel Hub antes de 2018 para a área de estudo. Adicionalmente, cada imagem foi inspecionada manualmente a fim de excluir aquelas com nuvens.

O índice NDCI foi calculado conforme a equação proposta por Beck *et al.* (2016, p. 22) para faixas espectrais do sensor MSI/Sentinel-2, Equação 2. O cálculo do índice foi realizado diretamente na plataforma por meio da linguagem Evalscript. Cada imagem foi recortada com base nos limites do buffer negativo da lagoa dos Quadros e exportada individualmente em formato GeoTIFF (32 bits, ponto flutuante) para posterior análise.

$$NDCI = \frac{B5 - B4}{B5 + B4} \quad (2)$$

Em que: B4 é a banda do Vermelho (centrada em 665 nm); B5 é a banda Red Edge I, (centrada em 705 nm).

Foram obtidas 131 imagens distribuídas ao longo da série. Em decorrência da cobertura de nuvens, dos 84 meses, em 12 não foi possível obter imagens (Figura 5).

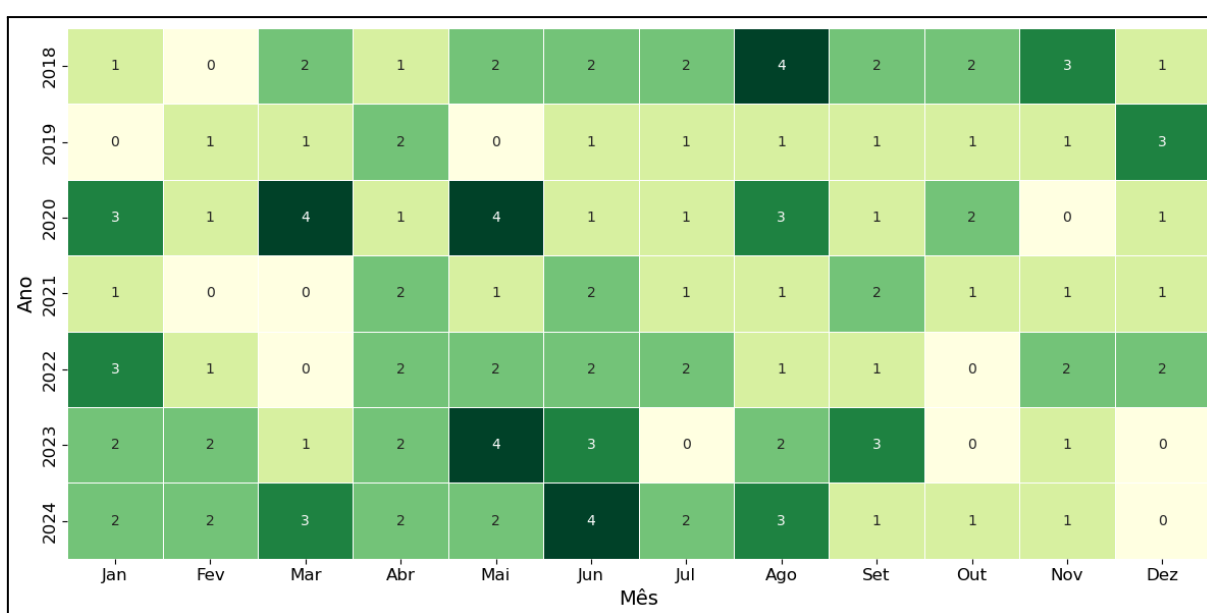


Figura 5: Imagens obtidas em cada mês de cada ano. Fonte: elaboração própria.

Para obter uma única imagem representativa de cada mês, no período entre 2018 e 2024, foi adotado o método de *mean composites*. Este processo envolve o agrupamento e empilhamento das cenas disponíveis para cada combinação de mês e ano, no qual é gerado um cubo de dados tridimensional com dimensões espaciais (x, y) e temporais t . Nos casos em que havia mais de um registro disponível no mês, foi calculada a média pixel a pixel ao longo do eixo temporal, resultando numa imagem composta que representa a média das condições daquele mês. Quando havia apenas um registro no mês, esta foi considerada diretamente como a representativa para o respectivo mês.

Considerando a ausência de dados em aproximadamente 14% da série temporal, foi aplicada uma interpolação linear bidirecional na série de imagens, com

o objetivo de preencher as lacunas e assegurar a continuidade da série para análises subsequentes.

Para sumarizar os *mean composites* mensais de NDCI, foi calculada a média aritmética dos pixels válidos, convertendo a matriz raster em um único valor escalar representativo. A partir destes valores da série de NDCI, os dados foram convertidos para clorofila-a, em mg.m^{-3} (Mishra; Mishra, 2019), conforme a Equação 3.

$$\text{chl-a} = 14,039 + 86,115 \cdot \text{NDCI} + 194,325 \cdot \text{NDCI}^2 \quad (3)$$

Para gerar mapas do comportamento espacial médio mensal, foram selecionadas as imagens correspondentes a cada mês ao longo de toda a série temporal, a partir das quais se calculou o *mean composite*.

O processamento foi realizado por meio das bibliotecas Rasterio (v. 1.4.3), Pandas (v. 2.2.3), Numpy (v. 2.2.4) da linguagem Python (v. 3.13.2) (Gillies, 2013; Mckinney, 2010; Harris *et al.*, 2020).

3.2.2 Dados de temperatura do ar

Os dados horários de temperatura do ar a 2m (*temperature_2m*) foram obtidos a partir do produto de reanálise ECMWF ERA5 Hourly, disponibilizado na plataforma Google Earth Engine (coleção ECMWF/ERA5/HOURLY). A série foi filtrada para o intervalo entre 1º de janeiro de 2018 e 31 de dezembro de 2024.

Considerando que a lagoa possui aproximadamente 120 km^2 e a resolução espacial do conjunto de dados ERA5 é de $0.25^\circ \times 0.25^\circ$, torna-se inviável a representação de variações espaciais internas dentro da área de interesse. Por isso, optou-se por utilizar um ponto representativo no centróide da máscara da lagoa como unidade de amostragem (Figura 6). A extração foi realizada para o ponto de coordenadas $29^\circ 42' 7,09'' \text{ S}$ e $50^\circ 4' 50,22'' \text{ O}$.

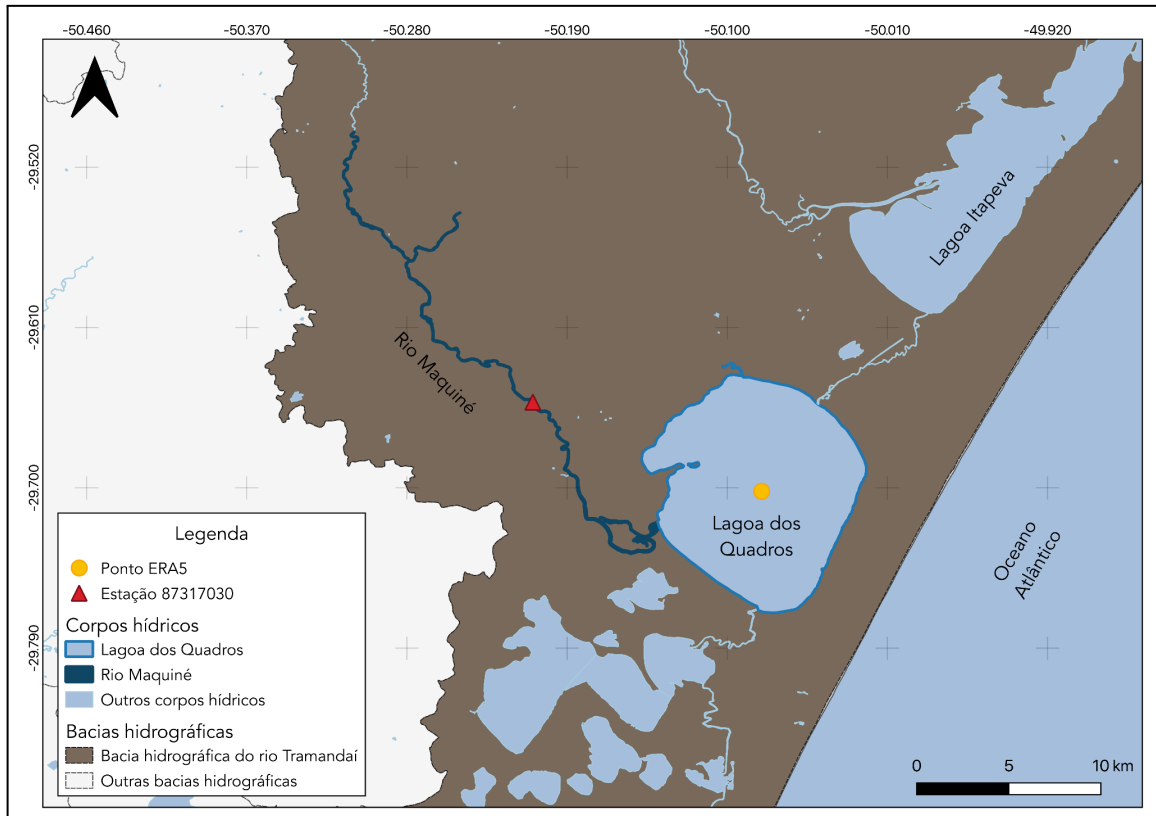


Figura 6: Localização do ponto de amostragem de dados do ERA5 e da estação fluviométrica 87317030 utilizados no estudo. Fonte: Base Cartográfica do Estado do Rio Grande do Sul - BCRS25. Elaboração própria.

Para cada imagem da coleção, foi registrado o valor pontual da temperatura em Kelvin no horário correspondente. Os dados resultantes foram estruturados em pares de valores hora-temperatura e exportados em formato .CSV para posterior processamento.

O arquivo .CSV foi carregado em um *DataFrame* da biblioteca Pandas (v. 2.2.3) da linguagem Python (v. 3.13.2) (Mckinney, 2010). Os valores de temperatura foram convertidos de Kelvin para Celsius. A partir dos dados horários, calculou-se a temperatura média diária e, subsequentemente, a temperatura média mensal para cada mês do período analisado.

3.2.3 Dados de vazão fluvial

Para os dados de vazão fluvial ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$), foi utilizada a série histórica da estação fluviométrica 87317030 (Maquiné), operada pelo Serviço Geológico Brasileiro-Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais (SGB-CPRM). A estação monitora o rio Maquiné e está localizada no município de Maquiné, nas coordenadas $29^\circ 39' 6,84'' \text{ S}$ e $50^\circ 12' 33,12'' \text{ O}$ (Figura 6), aproximadamente 16 km a montante

da sua desembocadura na lagoa dos Quadros. Os dados foram obtidos por meio do Portal HidroWeb, integrante do Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos (SNIRH) e de responsabilidade da Agência Nacional de Águas (ANA), no qual é oferecido acesso ao banco de dados hidrometeorológicos coletados pela Rede Hidrometeorológica Nacional (RHN) (ANA, s.d.).

O arquivo “87317030_Vazoes.csv”, contendo a série histórica de vazões diárias da estação fluviométrica Maquiné, foi carregado em um *DataFrame* da biblioteca Pandas (v. 2.2.3) da linguagem Python (v. 3.13.2) (Mckinney, 2010), e calculada a vazão média para cada mês de cada ano da série. É importante destacar que alguns meses apresentaram uma grande proporção de dias com medições inválidas (Figura 7), sendo que nos meses de junho, julho e dezembro de 2024, houve uma ausência total de medições. Para preencher os meses com lacunas, aplicou-se uma interpolação linear bidirecional nos dados.

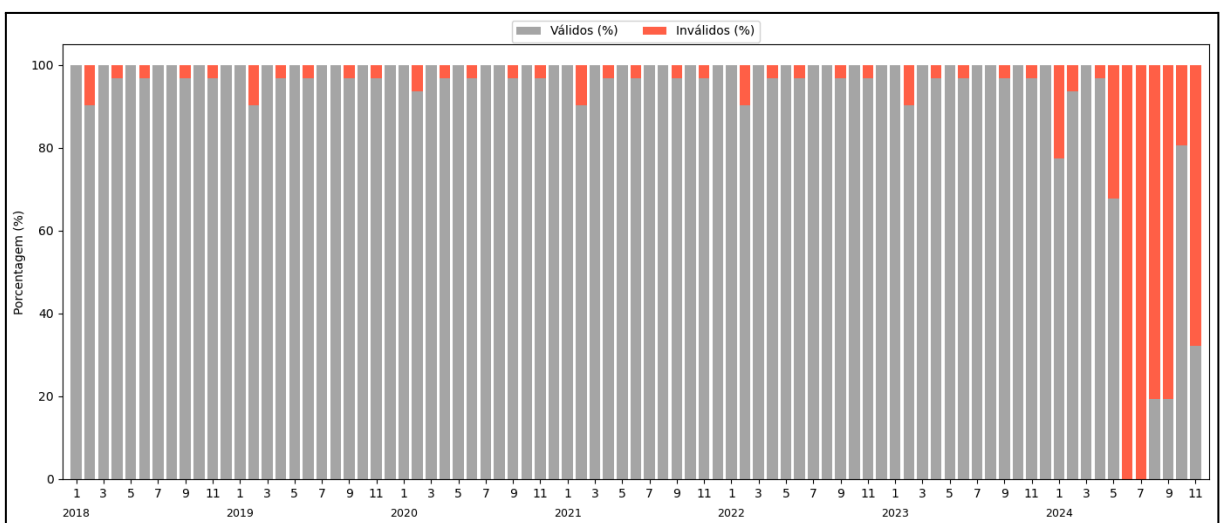


Figura 7: Porcentagem de dados válidos e inválidos da estação 87317030 por mês para o período 2018-2024. Fonte: SGB-CPRM. Elaboração própria.

3.3 Cálculo das médias e anomalias mensais

Para analisar a variabilidade temporal das variáveis de chl-a, temperatura do ar e vazão, foram realizados os cálculos das médias mensais da série e das anomalias por meio da biblioteca Pandas (versão 2.2.3) da linguagem Python (versão 3.13.2) (Mckinney, 2010).

Com base na série temporal de dados mensais das variáveis de interesse, foi calculada a média mensal para cada uma delas. Para cada mês m (onde

$m = 1, 2, \dots, 12$), a média foi obtida pela média aritmética simples dos valores observados naquele mês ao longo do conjunto de anos $Y = \{2018, 2019, \dots, 2024\}$, conforme a Equação 4:

$$\bar{x}_m = \frac{1}{|Y|} \sum_{y \in Y} X_{m,y} \quad (4)$$

Em que: \bar{x}_m é média mensal da variável para o mês m ; $|Y|$ é cardinalidade do conjunto Y ; representando o número total de anos; $X_{m,y}$ é o valor observado da variável no mês m do ano y e $y \in Y$ indicam que a soma é realizada para todos os anos pertencentes ao conjunto Y .

A partir dos valores das média mensais das séries, foram calculadas as anomalias mensais para cada variável. As anomalias representam o desvio dos valores observados em relação à média do respectivo mês, sendo calculadas pela subtração do valor observado no mês m do ano Y da média mensal daquele mês para o período 2018-2024, conforme a Equação 5:

$$A_{m,y} = X_{m,y} - \bar{x}_m \quad (5)$$

Em que: $A_{m,y}$ é a anomalia da variável no mês m do ano y ; $X_{m,y}$ é o valor observado no mês m do ano y ; e \bar{x}_m é a média mensal do mês correspondente.

3.4 Teste de sazonalidade das série temporais

Para analisar o comportamento mensal e sazonal das séries temporais de clorofila-a, vazão e temperatura do ar, foi aplicado o teste de Kruskal-Wallis (KW) (Kruskal; Wallis, 1952). Nos casos em que a hipótese nula do KW foi rejeitada ao nível de significância de 5%, utilizou-se o teste *post-hoc* de Dunn (Dunn, 1964), com correção de p-valores pelo método de Holm-Bonferroni (Bonferroni, 1936; Holm, 1979). Os testes de Kruskal-Wallis e de Dunn foram aplicados por meio das bibliotecas SciPy (v. 1.15.2) e scikit-posthocs (v. 0.11.4) da linguagem Python (v. 3.13.2), respectivamente (Terpilowski, 2019; Virtanen, 2020).

O teste de Kruskal-Wallis (KW) é um método estatístico não-paramétrico para verificar se há diferenças significativas entre três ou mais grupos

independentes de uma variável quantitativa. O teste baseia-se na comparação das distribuições dos grupos por meio do ranqueamento das observações, a partir do qual é calculada a estatística H . Quanto maior o valor de H , maior a evidência de que existem diferenças entre os grupos. A hipótese nula (H_0) pressupõe que não há diferenças significativas entre as medianas dos grupos, ou seja, que todas as amostras provêm da mesma população ou de populações com distribuições equivalentes (Capp; Nienov, 2020; Oliveira de Souza, 2022). Entretanto, como Kruskal-Wallis não identifica quais grupos diferem entre si, é necessária a aplicação de um teste post-hoc (Capp; Nienov, 2020; Oliveira de Souza, 2022).

O teste de Dunn é um procedimento aplicado após a rejeição da hipótese nula em testes como o KW. Ele baseia-se em comparações par a par entre os postos médios dos grupos e permite identificar especificamente quais pares apresentam diferenças significativas entre si (Capp; Nienov, 2020). Para controlar erros de tipo I (falsos positivos) decorrente de múltiplas comparações, os valores p foram ajustados pelo método de Holm-Bonferroni, uma técnica sequencial que ordena os valores- p crescentes e os compara a limiares progressivamente mais rigorosos.

3.5 Análise de tendências das anomalias

Para avaliar se as séries temporais de anomalias das variáveis de chl-a, vazão e temperatura do ar apresentam tendência, foi aplicado o teste de Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1952), com as modificações propostas por Hamed e Rao (1998) ao nível de significância $\alpha = 0,05$, e o Estimador de Inclinação de Theil-Sen (Theil, 1950; Sen, 1968) por meio da biblioteca PyMannKendall (v. 1.4.3) (Hussain; Mahmud, 2019) da linguagem Python (v. 3.13.2). A análise foi realizada tanto sobre os valores originais das anomalias (com sinal), quanto sobre seus valores absolutos (módulo), permitindo distinguir entre mudanças no sinal médio (positivas ou negativas) e mudanças na intensidade das variações.

O Estimador de Inclinação de Theil-Sen é uma ferramenta não-paramétrica para quantificar a magnitude da tendência linear em uma série temporal. A abordagem do teste consiste em calcular a mediana de todas as possíveis inclinações formadas por pares de pontos de dados na série.

O Mann-Kendall (MK) original é um teste de tendência não-paramétrico amplamente difundido para detectar a existência de tendências em séries temporais. O teste tem como base a correlação entre os postos dos valores observados e a sua posição no tempo.

No MK original, é pressuposto que as observações devem ser independentes. Entretanto, séries temporais de dados ambientais, como de qualidade da água e de hidrologia, geralmente apresentam sazonalidade e autocorrelação (Hamed; Rao, 1998; Carvalho, 2003). Estes problemas podem levar à interpretação equivocada dos resultados do teste, detectando tendências inexistentes (erros de Tipo I) ou deixando de detectar tendências reais (erros de Tipo II).

Considerando que o teste será aplicado em séries temporais de anomalias, a sazonalidade é inerentemente controlada, minimizando sua influência. Para mitigar os efeitos da autocorrelação, foi aplicada a versão do teste MK modificada (MKHR) por Hamed e Rao (1998), cuja abordagem consiste em aplicar uma correção da variância para minimizar os efeitos de séries com autocorrelação serial.

3.6 Análise comparativa das distribuições das anomalias clorofila-a entre grupos de anomalias positivas e negativas

Para investigar se as anomalias de temperatura do ar (T) e vazão (Q) influenciam as anomalias de clorofila-a, o Teste t de Student (Gosset, 1908) foi aplicado com o objetivo de comparar as médias das anomalias de chl-a classificadas por anomalias positivas e negativas de T e Q. Previamente, foram aplicados os testes de Shapiro-Wilk (Shapiro; Wilk, 1965) para verificar a normalidade das distribuições, e de Levene (Levene, 1960) para verificar a homogeneidade das variâncias entre os grupos, garantindo a adequação do Teste t de Student para a comparação de médias.

Como complemento à análise estatística, foi feita uma avaliação visual das distribuições por meio de gráficos de densidade (*kernel density estimation - KDE*), os quais permitiram uma interpretação mais intuitiva da forma, sobreposição e separação entre os grupos. A implementação dos testes estatísticos foi por meio da biblioteca SciPy (v. 1.15.2), e os gráficos de densidade foram produzidos por meio

das bibliotecas Seaborn (v. 0.13.2) e Matplotlib (v. 3.10.1), todas na linguagem Python (v. 3.13.2) (Hunter, 2013; Virtanen, 2020; Waskom, 2021).

A série temporal de anomalias de clorofila-a foi agrupada com base no sinal das anomalias da variável explicativa (temperatura ou vazão). Para cada mês, a anomalia de chl-a foi associada a um grupo "positivo", se a anomalia correspondente de T ou Q fosse maior ou igual a zero, e a um grupo "negativo", se fosse menor do que zero. Essa classificação para dois cenários temporais: i) anomalias de chl-a foram classificadas com base no sinal das anomalias de T ou Q no mesmo mês; ii) anomalias de chl-a foram classificadas com base no sinal das anomalias de T ou Q do mês anterior.

Para a comparação das médias, os testes de normalidade de Shapiro-Wilk foram aplicados individualmente para os grupos "positivo" e "negativo" de anomalias de chl-a. Para os casos em que ambos os grupos apresentaram distribuição aproximadamente normal ($p > 0,05$), o teste de Levene foi subsequentemente aplicado para avaliar a homogeneidade das variâncias entre os grupos. Se as variâncias fossem homogêneas ($p \geq 0,05$), o teste t de Student para amostras independentes foi empregado.

4 RESULTADOS

4.1 Séries temporais de clorofila-a e parâmetros ambientais

As séries temporais de chl-a, vazão e temperatura, para o período entre 2018 e 2024, são apresentados na Figura 8.

A série temporal da chl-a (Figura 8a) apresentou média de $17,82 \text{ mg.m}^{-3}$, com amplitude entre $6,32 \text{ mg.m}^{-3}$ (mínimo) e $51,79 \text{ mg.m}^{-3}$ (máximo). Os picos mais elevados foram observados em novembro de 2023 ($51,79 \text{ mg.m}^{-3}$), novembro de 2018 ($39,39 \text{ mg.m}^{-3}$) e abril de 2024 ($34,78 \text{ mg.m}^{-3}$). Os valores mínimos ocorreram entre fevereiro e junho de 2019, com os seguintes registros: fevereiro ($7,54 \text{ mg.m}^{-3}$), março ($6,77 \text{ mg.m}^{-3}$), abril ($6,93 \text{ mg.m}^{-3}$), maio ($6,61 \text{ mg.m}^{-3}$) e junho ($6,32 \text{ mg.m}^{-3}$).

A série de vazão (Figura 8b) apresentou média de $15,4 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$, variando entre $1,78 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$ (mínimo) e $93,65 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$ (máximo). Os valores mais altos foram registrados nos meses de maio ($93,65 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$) e junho ($63,96 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$) de 2024. Os valores mais baixos foram registrados em agosto de 2019 ($1,78 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$), março de 2020 ($1,82 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$) e dezembro de 2019 ($2,01 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$).

A série de temperatura do ar (Figura 8c) apresentou um valor médio de $18,96 \text{ }^\circ\text{C}$, com amplitude entre $12,55 \text{ }^\circ\text{C}$ (mínimo) e $25,43 \text{ }^\circ\text{C}$ (máximo). Os valores mais altos registrados foram nos meses de janeiro de 2019 ($25,43 \text{ }^\circ\text{C}$) e de 2022 ($24,55 \text{ }^\circ\text{C}$). Os valores mais baixos foram registrados nos meses de junho de 2018 ($13,15 \text{ }^\circ\text{C}$) e 2022 ($12,55 \text{ }^\circ\text{C}$), e nos meses de julho de 2020 ($13,27 \text{ }^\circ\text{C}$), 2021 ($13,13 \text{ }^\circ\text{C}$) e 2024 ($13,18 \text{ }^\circ\text{C}$).

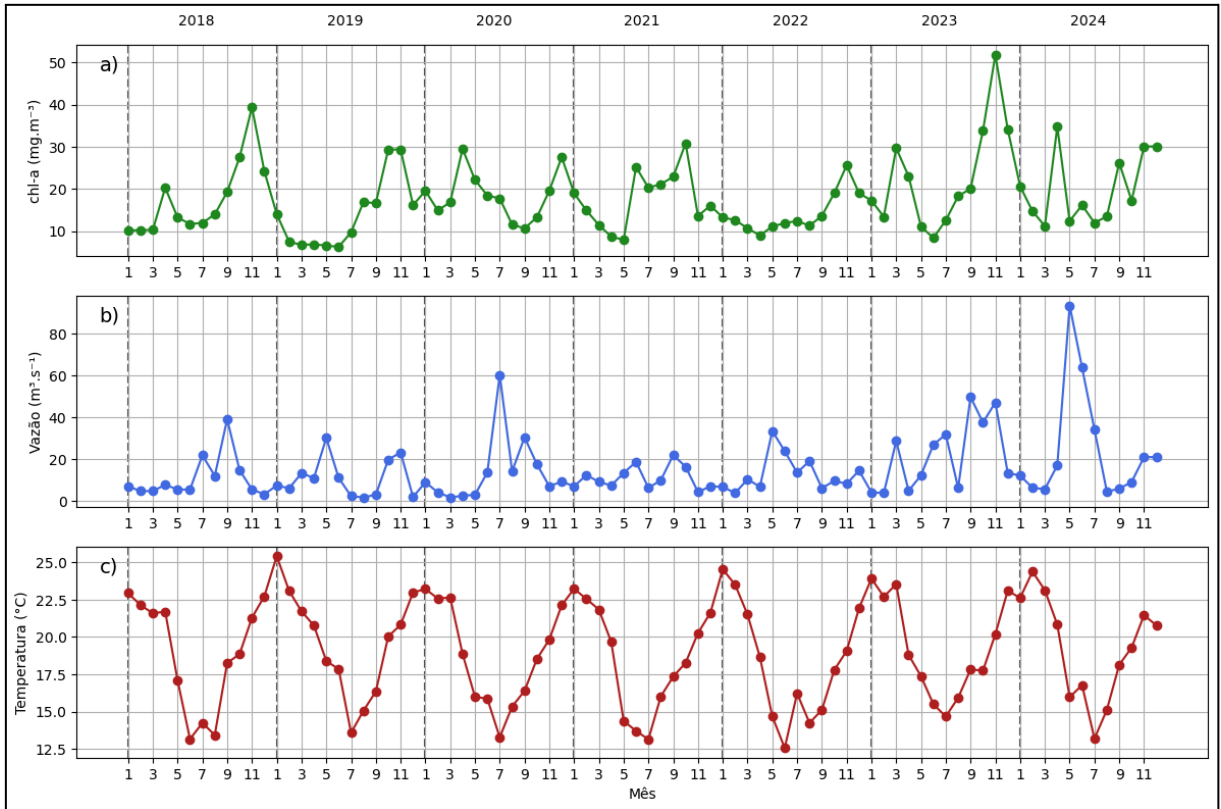


Figura 8: Séries temporais das variáveis para o período 2018-2024. a) chl-a. b) Vazão. c) Temperatura do ar. Fonte: Elaboração própria.

4.2 Comportamento mensal e sazonal da clorofila-a e parâmetros ambientais

Este subcapítulo visa descrever o comportamento mensal e sazonal das variáveis de clorofila-a, vazão e temperatura do ar.

4.2.1 Clorofila-a

As maiores médias mensais de chl-a (Figura 9a) foram observadas entre os meses de outubro ($24,45 \text{ mg.m}^{-3}$) e dezembro ($23,93 \text{ mg.m}^{-3}$), com destaque para novembro ($29,94 \text{ mg.m}^{-3}$), que apresentou a maior média. Os menores valores médios mensais ocorreram em maio ($12,11 \text{ mg.m}^{-3}$), fevereiro ($12,64 \text{ mg.m}^{-3}$) e julho ($13,85 \text{ mg.m}^{-3}$). Em relação à escala sazonal (Figura 9b), a primavera apresentou a maior média ($26,10 \text{ mg.m}^{-3}$), enquanto as menores médias foram registradas no verão ($14,28 \text{ mg.m}^{-3}$) e no outono ($15,02 \text{ mg.m}^{-3}$).

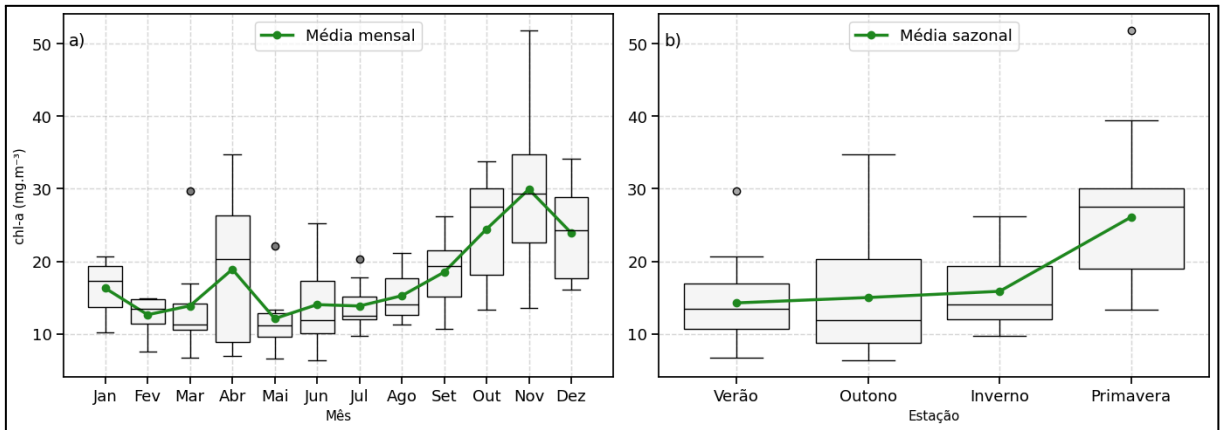


Figura 9: Diagrama de caixa com a média temporal da chl-a. a) Escala mensal. b) Escala sazonal. Fonte: Elaboração própria.

A aplicação do teste de Kruskal-Wallis à escala mensal resultou em um valor de $H = 30,58$ e valor- $p < 0,05$, indicando rejeição da hipótese nula de igualdade entre os grupos. A análise *pós-hoc* com o teste de Dunn (Figura 10) revelou que a clorofila-a apresenta, em geral, baixa variação estatisticamente significativa entre os meses, com diferenças relevantes observadas apenas entre novembro e maio.

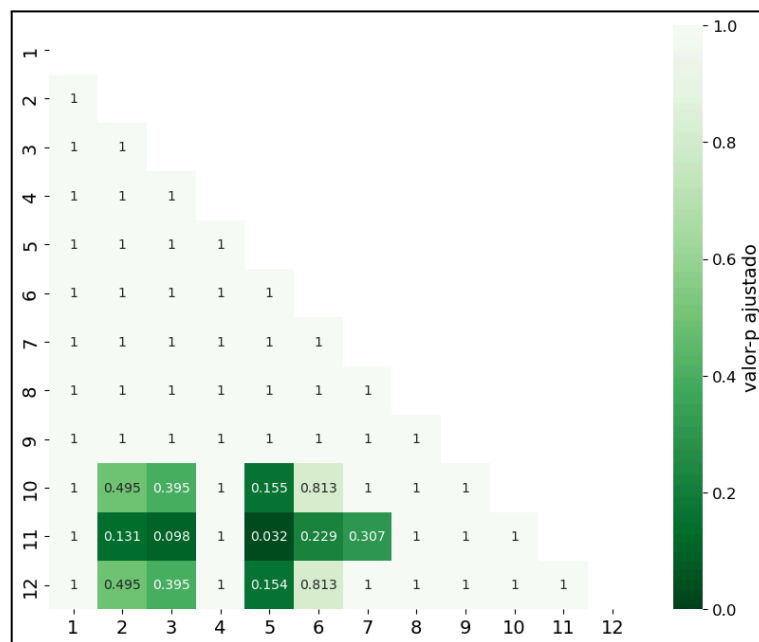


Figura 10: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado a chl-a por mês. Fonte: Elaboração própria.

Na escala sazonal, o teste de Kruskal-Wallis também indicou diferenças significativas ($H = 24,33$; $p < 0,0001$). Os resultados do teste de Dunn (Figura 11) mostraram que a primavera é a única estação com médias significativamente

distintas das demais. As estações de inverno, verão e outono não apresentaram diferenças estatísticas entre si, sugerindo padrões médios semelhantes de clorofila-a ao longo dessas estações.

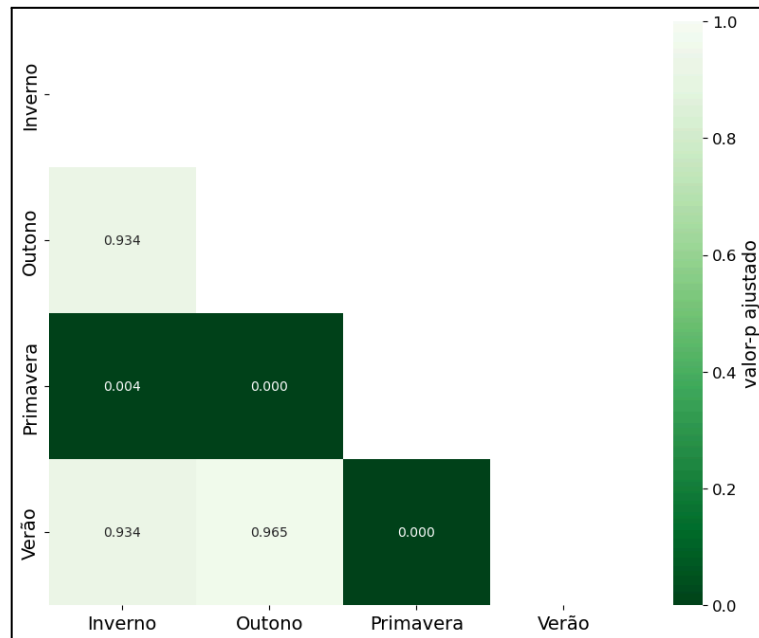


Figura 11: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado ao chl-a por estação.

Fonte: Elaboração própria.

4.2.2 Vazão

As maiores médias mensais de vazão (Figura 12a) foram observadas em maio ($27,43 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$), julho ($24,42 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) e junho ($23,46 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$). As menores médias mensais foram observadas em fevereiro ($5,98 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) e janeiro ($7,71 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$). Em relação à escala sazonal (Figura 12b), as maiores médias ocorrem nas estações do outono ($19,72 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) e do inverno ($18,87 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$), enquanto a menor média ocorre no verão ($8,10 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$).

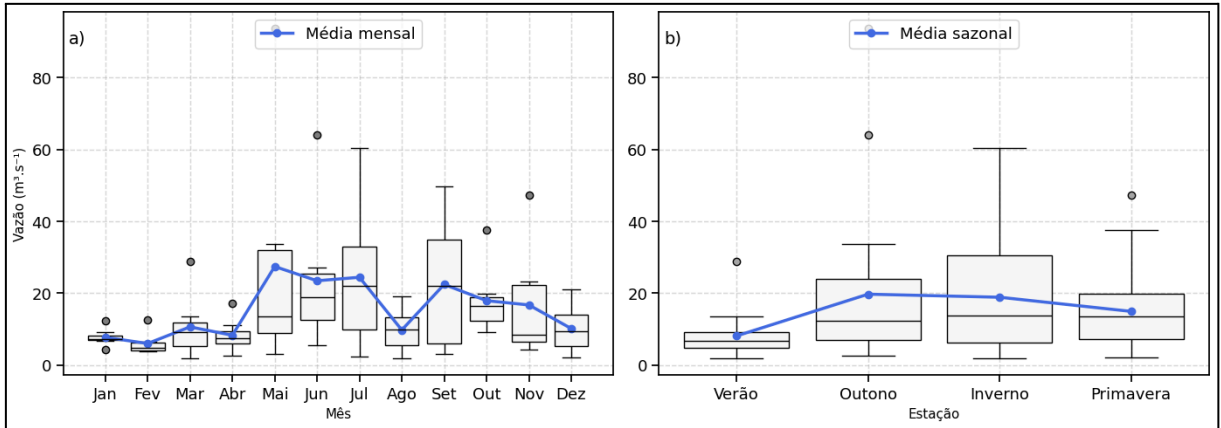


Figura 12: Diagrama de caixa com a média temporal da vazão. a) Escala mensal. b) Escala sazonal.
 Fonte: Elaboração própria.

Quando aplicado à escala mensal, o teste de Kruskal-Wallis resultou em $H = 18,60$ e $p = 0,0686$, não sendo possível rejeitar a hipótese nula de igualdade entre os meses. Dado o resultado não significativo, o teste de Dunn não foi aplicado.

Na escala sazonal, o teste de de Kruskal-Wallis indicou diferença significativa ($H = 8.40$, $p < 0.05$) entre as estações. No entanto, a análise *post-hoc* com o teste de Dunn (Figura 13) não identificou diferenças estatisticamente significativas entre os pares de estações. Ainda assim, observa-se que as comparações envolvendo o verão apresentaram p-valores inferiores a 0,10, sugerindo uma possível tendência de diferenciação em relação às demais estações, embora estatisticamente não conclusiva ao nível de 5%.

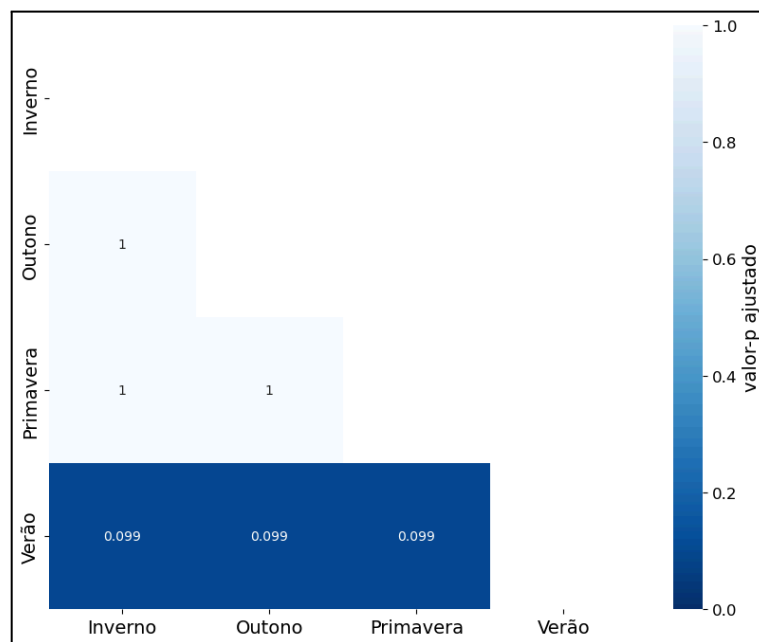


Figura 13: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado à vazão por estação. Fonte: Elaboração própria.

4.2.3 Temperatura do ar

As maiores médias mensais de temperatura do ar (Figura 14a) foram observadas nos meses de janeiro (23,7 °C) e fevereiro (23 °C). Os menores valores médios mensais ocorreram entre os meses de junho (15,05 °C) e agosto (15,02 °C), com destaque para julho (14,04 °C), único mês com média inferior aos 15 °C. Em relação à escala sazonal (Figura 14b), a maior média foi registrada no verão (23 °C), inverno (15,37 °C) apresentou a menor média.

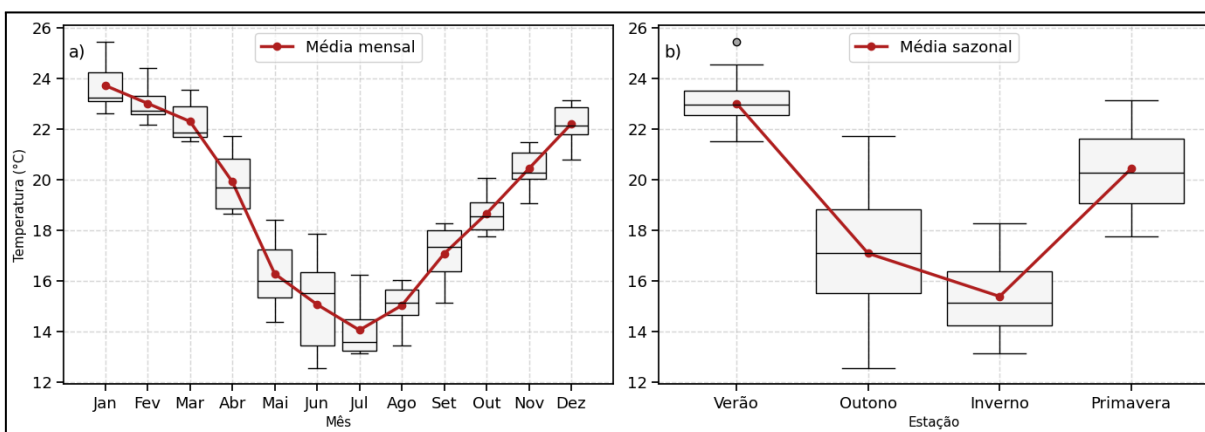


Figura 14: Diagrama de caixa com a média temporal da temperatura do ar. a) Escala mensal. b) Escala sazonal. Fonte: Elaboração própria.

A aplicação do teste de Kruskal-Wallis à escala mensal resultou em $H = 75,70$ com valor-p $< 0,0001$, rejeitando a hipótese nula de igualdade entre os meses. A análise *pós-hoc* com o teste de Dunn (Figura 15) indicou diferenças estatisticamente significativas entre os meses de dezembro, janeiro, fevereiro e março, quando comparados aos meses de junho, julho, agosto e setembro.

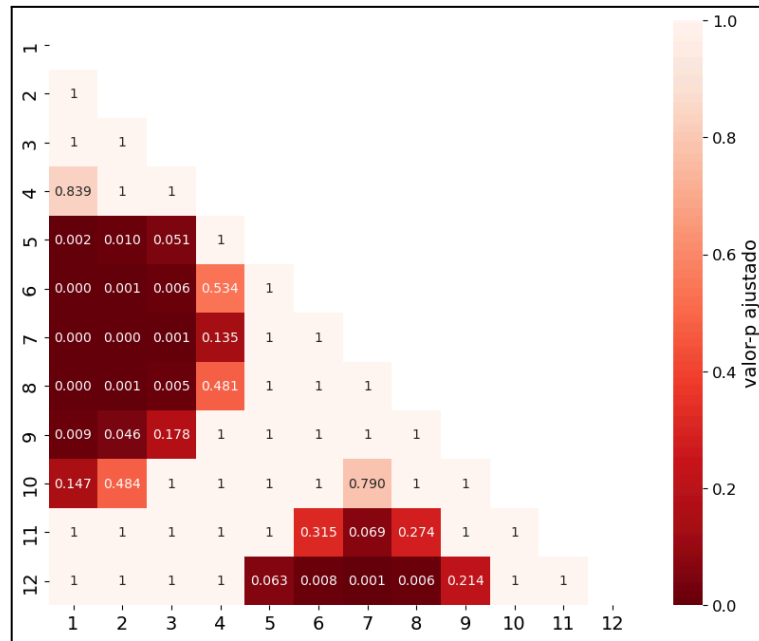


Figura 15: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado à temperatura por mês.

Fonte: Elaboração própria.

Na escala sazonal, o teste de Kruskal-Wallis também indicou diferenças significativas ($H = 61,88$; $p < 0,0001$). Os resultados do teste de Dunn (Figura 16) mostram que todas estações, por exceção do par primavera-inverno, possuem diferenças significativas entre si.

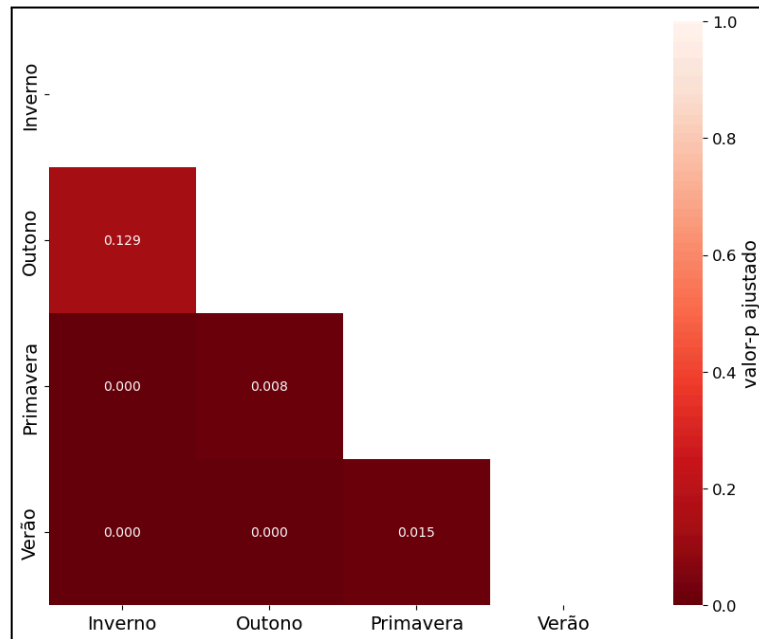


Figura 16: Mapa de calor dos valores-p ajustados do teste de Dunn aplicado à temperatura por estação. Fonte: Elaboração própria.

4.3. Comportamento espaço-temporal da clorofila-a

A concentração de clorofila-a na lagoa dos Quadros (Figura 17) apresenta um comportamento sazonal. Os meses entre setembro e dezembro registram os maiores valores de clorofila-a, com áreas ultrapassando os 60 mg.m^{-3} . Na primavera, ocorre maior concentração da chl-a e uma distribuição espacial difusa por toda a lagoa, mas há uma maior concentração espacial de chl-a na porção oeste. É possível verificar que durante os meses de abril e agosto, a maior concentração fica restrita à porção noroeste. Os meses de maio, junho e julho apresentam menor concentração de clorofila-a.

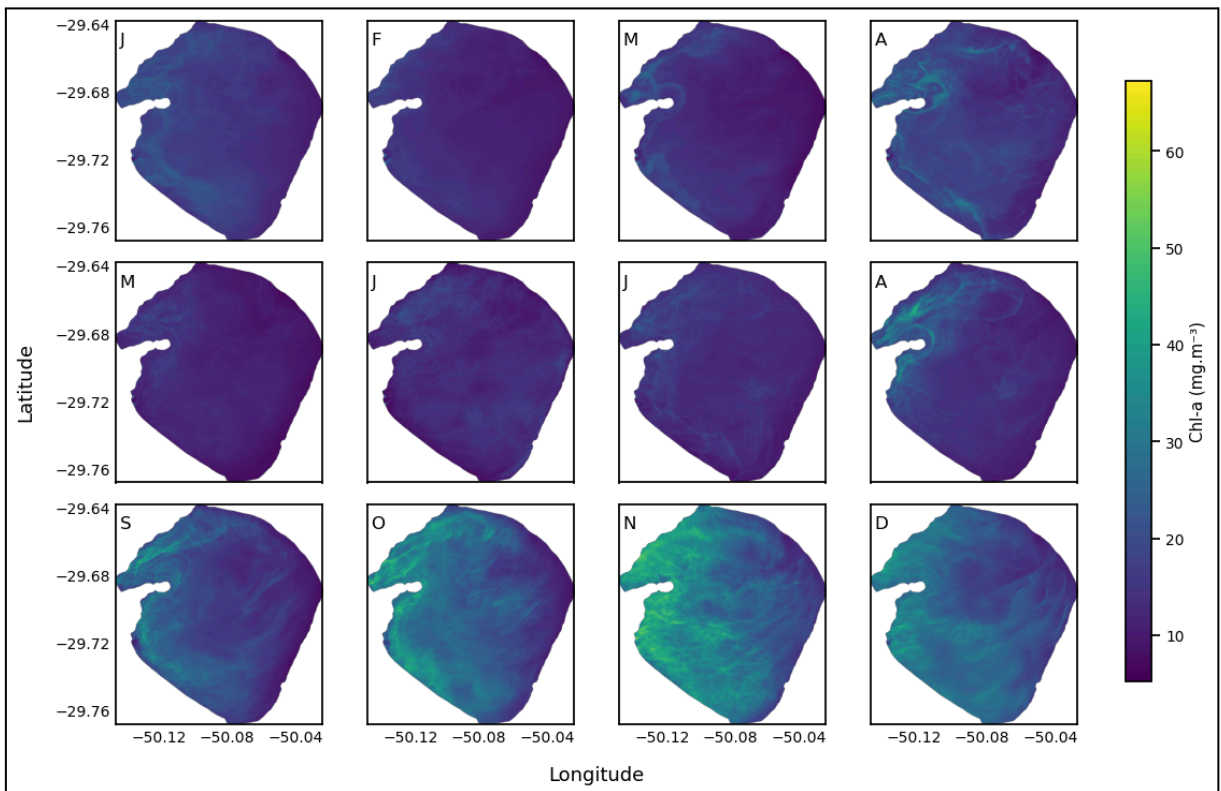


Figura 17: Comportamento espaço-temporal da clorofila-a. Representações do comportamento médio mensal para o período 2018-2024. A inicial no canto superior esquerdo indica o mês. Fonte: Elaboração própria.

4.4 Tendências das séries temporais de anomalias de clorofila-a e parâmetros ambientais

A série temporal de anomalias de chl-a (Figura 18a) apresentou amplitude entre $-16,31 \text{ mg.m}^{-3}$ e $21,68 \text{ mg.m}^{-3}$. Foram identificados três períodos no qual as anomalias positivas persistiram por cinco meses ou mais: janeiro a julho de 2020;

junho a outubro de 2021; agosto de 2023 a fevereiro de 2024. Também foram identificados dois períodos nos quais as anomalias negativas persistiram por cinco meses ou mais: janeiro a julho de 2019; março a dezembro de 2022.

A série temporal de anomalias de vazão (Figura 18b) apresentou amplitude entre $-24,36 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ e $66,22 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$. Foram identificados dois períodos nos quais as anomalias positivas persistiram por quatro meses ou mais: setembro de 2023 a fevereiro de 2024; abril a julho de 2024. Além disso, foram identificados sete períodos nos quais as anomalias negativas persistiram por quatro meses ou mais: janeiro a julho de 2018; outubro de 2018 a janeiro de 2019; junho a setembro de 2019; fevereiro a junho de 2020; outubro de 2020 a janeiro de 2021; março a julho de 2021; setembro de 2021 a abril de 2022.

A série temporal de anomalias de temperatura do ar (Figura 18c) apresentou amplitude entre $-2,5 \text{ }^\circ\text{C}$ e $2,79 \text{ }^\circ\text{C}$. Foram identificados dois períodos nos quais as anomalias positivas persistiram por cinco meses ou mais: setembro de 2018 a fevereiro de 2019; maio a setembro de 2023. Também foram identificados dois períodos nos quais as anomalias negativas persistiram por cinco meses ou mais: setembro de 2020 a julho de 2021; agosto a dezembro de 2022.

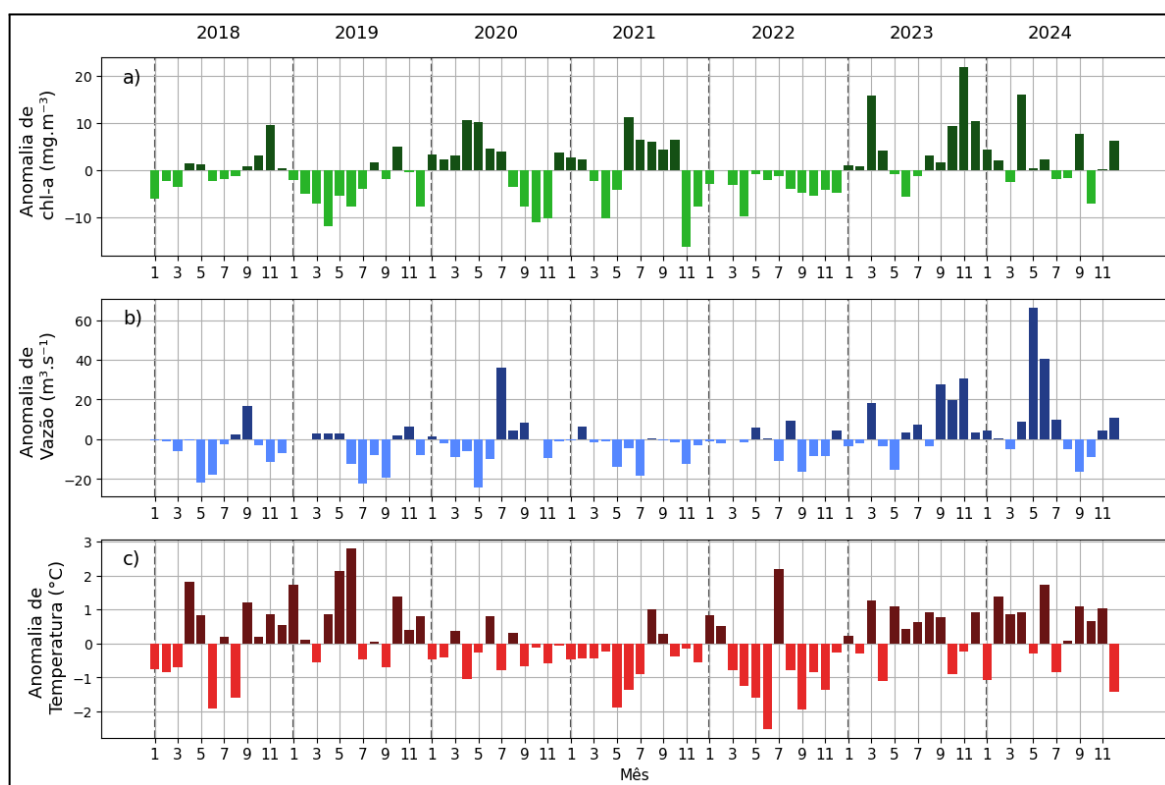


Figura 18: Séries temporais das anomalias das variáveis para o período 2018-2024. a) Clorofila-a. b) Vazão. c) Temperatura do ar. Fonte: Elaboração própria.

A série temporal de anomalias de chl-a em módulo (Figura 19a) apresentou valor médio de 5 mg.m^{-3} , com amplitude entre $0,02 \text{ mg.m}^{-3}$ e $21,85 \text{ mg.m}^{-3}$. As anomalias de vazão em módulo (Figura 19b), apresentaram valor médio de $8,80 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$, sendo o mínimo $0,16 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$ e o máximo $66,22 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$. A série de anomalias de temperatura do ar em módulo (Figura 19c) exibe média de $0,86 \text{ }^\circ\text{C}$, com amplitude entre $0,04 \text{ }^\circ\text{C}$ e $2,79 \text{ }^\circ\text{C}$.

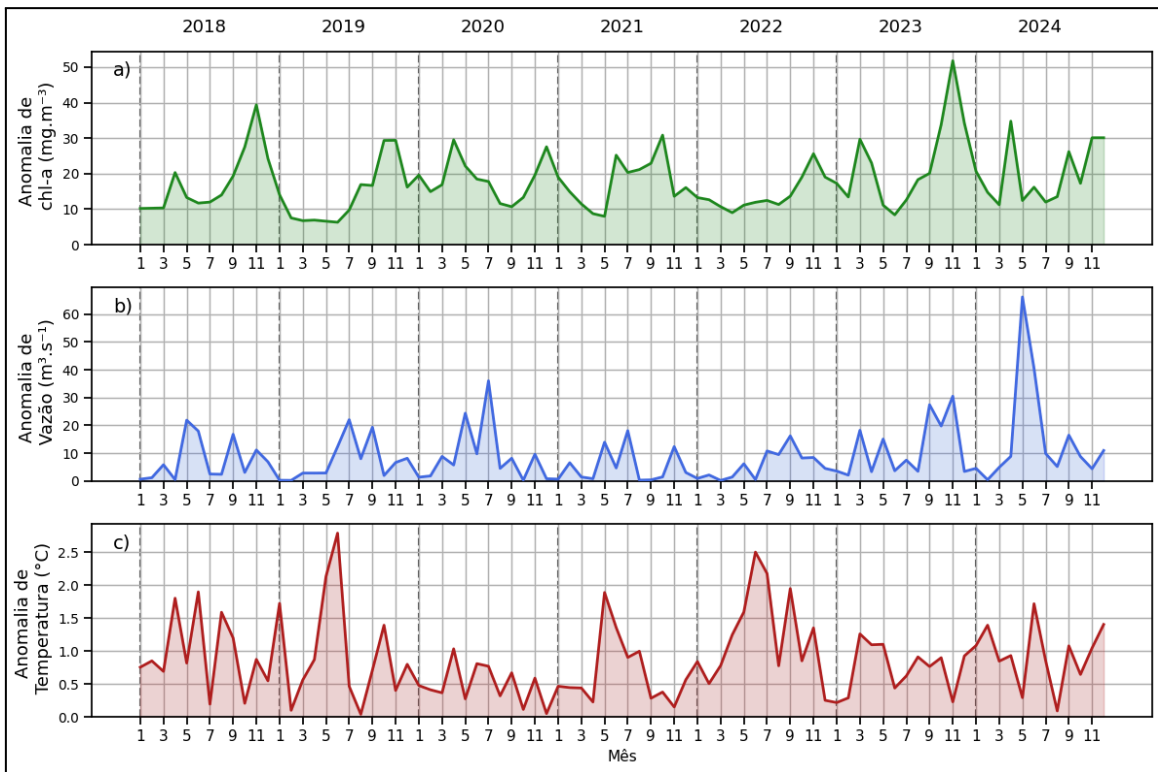


Figura 19: Série temporal das anomalias em módulo das variáveis para o período 2018-2024. a) chl-a. b) Vazão. c) Temperatura do ar. Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da análise de tendências temporais para as anomalias de chl-a, temperatura (T) e vazão (Q), utilizando o teste de Mann-Kendall e o Estimador de Inclinação de Theil-Sen, são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Teste MKHM e de Theil-Sen para as séries de anomalias. Fonte: Elaboração própria.

Variável		Tendência	ρ	Tau de Kendall	Inclinação de Theil-Sen
Anom. Chl-a	Com sinal	Sem tendência	0,098	0,128	0,050
	Módulo	Sem tendência	0,627	0,028	0,005
Anom. T	Com sinal	Sem tendência	0,942	0,007	0,001
	Módulo	Sem tendência	0,483	0,060	0,002
Anom. Q	Com sinal	Tendência positiva	0,019	0,177	0,108
	Módulo	Sem tendência	0,051	0,145	0,043

As anomalias de chl-a não apresentaram tendências estatisticamente significativas, tanto na série com sinal ($p = 0,098$) quanto na série em módulo ($p = 0,627$). Entretanto, o valor-p da série com sinal se aproxima de um nível de significância ampliado ($p < 0,10$), e o sinal positivo do coeficiente de Kendall ($\tau = 0,128$), aliado à inclinação positiva estimada por Theil-Sen ($0,04982$), pode indicar uma tendência ascendente moderada ao longo do tempo.

As anomalias de temperatura (T) também não apresentaram tendências significativas, tanto na série com sinal ($p = 0,942$) quanto na série em módulo ($p = 0,483$). As inclinações de Theil-Sen para essas séries foram de $0,001$ e $0,002$, respectivamente, reforçando a ausência de mudanças detectáveis ao longo do tempo.

Por outro lado, a anomalia de vazão (Q) foi a única variável com tendência estatisticamente significativa, apresentando tendência positiva ($p = 0,019$; $\tau = 0,177$; inclinação = $0,108$). O módulo da anomalia de vazão, embora com valor-p marginal ($p = 0,051$), também indicou possível sinal de tendência ($\tau = 0,145$; inclinação de Theil-Sen = $0,043$).

4.5 Efeitos das anomalias de temperatura e vazão sobre a distribuição das anomalias de clorofila-a

A análise da influência das anomalias de temperatura (T) e vazão (Q) sobre as anomalias de chl-a revelou que, para o período e área de estudo, não há uma relação estatisticamente significativa entre o sinal (positivo ou negativo) dessas variáveis e o comportamento médio da chl-a. Os resultados dos testes de normalidade (Shapiro-Wilk) e homogeneidade de variâncias (Levene) confirmaram a adequação da aplicação do teste t de Student para todas as comparações.

Para as anomalias de temperatura, as análises não indicaram uma influência significativa sobre as anomalias de chl-a. Ao considerar as anomalias de temperatura no mês correspondente (Figura 20a), o teste t de Student resultou $p = 0,318$ e $t = -1$. De forma similar, a análise com anomalias de temperatura do mês anterior (Figura 20b) também não mostrou significância estatística, com $p = 0,634$ e $t = -0,479$.

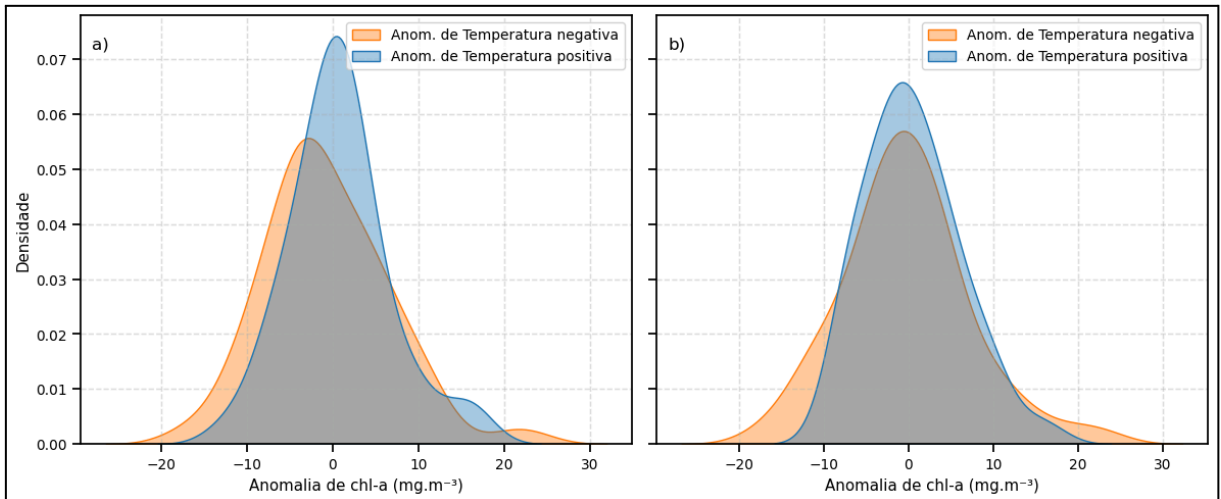


Figura 20: Distribuições de densidade (KDE) das anomalias de chl-a em função do sinal das anomalias de temperatura do ar (T). a) Sinal da anomalia do mês correspondente. b) Sinal da anomalia do mês anterior. Fonte: Elaboração própria.

Da mesma forma, a influência das anomalias de vazão sobre as anomalias de chl-a também não revelou padrões estatisticamente significativos. No cenário de anomalias do mês correspondente (Figura 21a), o teste t de Student apresentou $p = 0,105$ e $t = -1,638$. Para o cenário considerando o mês anterior (Figura 21b), o teste resultou em $p = 0,777$ e $t = 0,285$. Em ambos os casos, os resultados indicam que a média das anomalias de chl-a não é distintamente afetada pelo sinal das anomalias de vazão no mês corrente ou no mês anterior.

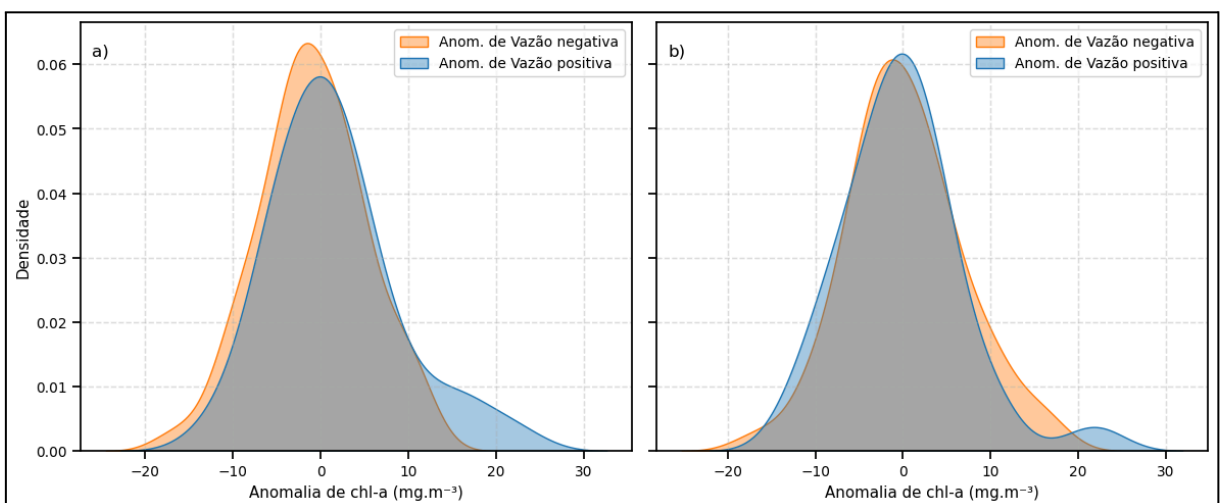


Figura 21: Distribuições de densidade (KDE) das anomalias de chl-a em função do sinal das anomalias de vazão (Q). a) Sinal da anomalia do mês correspondente. b) Sinal da anomalia do mês anterior. Fonte: Elaboração própria.

5 DISCUSSÕES

Índices espectrais como o NDCI, a partir de imagens do satélite Sentinel-2, constituem uma alternativa viável para o monitoramento contínuo e de longo prazo do comportamento espaço-temporal da clorofila-a em ambientes aquáticos, como lagoas costeiras (Buma; Lee, 2020; Caneve et al., 2023). Nesse sentido, a aplicação do NDCI na Lagoa dos Quadros mostra-se promissora para o acompanhamento de dinâmicas ecológicas ao longo do tempo.

Os valores médios de NDCI na lagoa do Quadros, convertidos para chl-a (mg.m^{-3}) foram compatíveis com os valores obtidos em campo por Milani, Rocha e Zanona (2021). No mês de novembro de 2019, o valor registrado em campo foi de $26,73 \text{ mg.m}^{-3}$, enquanto o valor obtido pela média de clorofila-a da lagoa foi de $29,39 \text{ mg.m}^{-3}$, uma diferença de $2,66 \text{ mg.m}^{-3}$. Essa diferença é muito próxima ao erro quadrado médio $2,49 \text{ mg.m}^{-3}$ proposto por Barbosa *et al.* (2019) sobre a aplicação do NDCI. Essa proximidade entre os valores medidos em campo e o valor médio da lagoa em novembro pode estar relacionada à distribuição espacial difusa em toda a área da lagoa (Figura 17 - mês novembro).

Entretanto, nas medições de setembro de 2019 ($26,73 \text{ mg.m}^{-3}$) e janeiro e fevereiro de 2020 ($5,61 \text{ mg.m}^{-3}$; $6,68 \text{ mg.m}^{-3}$, respectivamente), a diferença entre o medido em campo e o obtido pelo valor médio da lagoa foi substancial. A diferença pode estar relacionada à abordagem metodológica ao utilizar o valor médio da área da lagoa. Nesses períodos, a concentração de chl-a tende a ser maior no setor oeste da lagoa. Esse setor fica distante do ponto amostrado utilizado por Milani, Rocha e Zanona (2021). Portanto, o valor médio da lagoa nesses meses pode não refletir adequadamente a concentração de chl-a no ponto de coleta.

A variação da distribuição espacial de chl-a ao longo dos meses, e a maior concentração na margem oeste da lagoa, podem ser resultado da descarga fluvial do rio Maquiné e da ação do vento sobre a lagoa dos Quadros. Além dos sedimentos produzidos nessa bacia, parte da carga de está relacionada a horticultura. Esse aumento do conteúdo de matéria orgânica, principalmente na primavera, pode causar o aumento de bloom de clorofila-a.

Caneve et al. (2023) destaca que, na lagoa dos Patos, episódios de baixa vazão, temperatura alta e ventos de baixa intensidade propiciam o acúmulo de clorofila-a em manchas próximas às margens.

Pinzon (2015), com base nos valores de fósforo total, argumenta que a lagoa dos Quadros apresenta estado mesotrófico na maioria dos meses (maio, julho a outubro, e dezembro a abril) e eutrófico em junho e novembro. Entretanto, com base nas médias dos valores mensais da série de chl-a, obtidas a partir de sensoriamento remoto, destacamos que a lagoa, no período entre 2018 a 2024, se enquadrou na maior parte da série na classificação de eutrófico.

Entretanto, os resultados mostram que a metodologia proposta se mostrou pouco eficiente em determinar, ao nível mensal, a influência das anomalias de temperatura e de vazão sobre as anomalias de clorofila-a estimada por satélite. Ou seja, esses achados sugerem que a média das anomalias de NDCI não se comportam de maneira estatisticamente diferente, quando as anomalias de temperatura estão acima ou abaixo do normal, seja no período imediato ou do mês anterior.

7 REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS (ANA), HIDROWEB. Disponível em: <http://www.snirh.gov.br/hidroweb/apresentacao> Acesso em: Mai/2025.

AURICHT, H.; MOSLEY, L.; LEWIS, M.; CLARKE, K. Mapping the long-term influence of river discharge on coastal ocean chlorophyll-a. **Remote Sensing in Ecology and Conservation**, [S. l.], v. 8, n. 5, p. 629-643, 2022.

AVALIAÇÃO e ações prioritárias para a conservação da biodiversidade da Mata Atlântica e Campos Sulinos/por: Conservation International do Brasil, Fundação SOS Mata Atlântica, Fundação Biodiversitas, Instituto de Pesquisas Ecológicas, Secretaria do Meio Ambiente do Estado de São Paulo, SEMAD /Instituto Estadual de Florestas-MG. Brasília: MMA/SBF, 2000. p. 40.

BARBOSA, C. C. F.; NOVO, E. M. L. M.; MARTINS, V. S. **Introdução ao Sensoriamento Remoto de Sistemas Aquáticos**: princípios e aplicações. 1. ed. São José dos Campos: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2019.

BONFERRONI, C. E. **Teoria statistica delle classi e calcolo delle probabilità**. Pubblicazioni del R. Istituto Superiore di Scienze Economiche e Commerciali di Firenze, Florença, n. 8, p. 3-62, 1936.

BECK, R. *et al.* Comparison of satellite reflectance algorithms for estimating chlorophyll-a in a temperate reservoir using coincident hyperspectral aircraft imagery and dense coincident surface observations. **Remote Sensing of Environment**, v. 178, p. 15-30, 2016.

BUMA, W. G.; LEE, S.-I. Evaluation of Sentinel-2 and Landsat 8 Images for Estimating Chlorophyll-a Concentrations in Lake Chad, Africa. **Remote Sensing**, Basel, v. 12, n. 15, p. 2437, 2020.

CANEVE, B. F. *et al.* Meteorological and potential climatic influence on high cyanobacterial biomass within Patos Lagoon (southern Brazil): A case study of the summer of 2019–2020. **Ocean and Coastal Research**, [S. l.], v. 71, supl. 2, e23026, 2023.

CAPP, E.; NIENOV, O. H. (org.). **Bioestatística quantitativa aplicada**. 1. ed. Porto Alegre: UFRGS, 2020. p. 260. Disponível em: <https://lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/213116/001117616.pdf>. Acesso em: 2 jul. 2025

CARVALHO, M. A. G. **Métodos estatísticos para análise de dados de monitoração ambiental**. 2003. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003. . Acesso em: 27 mar. 2025.

CETESB. **L5.306**: determinação de Clorofila a e Feofitina a: método espectrofotométrico. 3. ed. São Paulo, 2014. 22 p.

CETESB. **Qualidade das Águas Doces no Estado de São Paulo**: apêndice E: significado Ambiental e Sanitário das Variáveis de Qualidade das Águas e dos Sedimentos e Metodologias Analíticas e de Amostragem. São Paulo, 2018. p. 54.

DUNN, O. J. Multiple comparisons using rank sums. **Technometrics**, v. 6, n. 3, p. 241–252, 1964. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1266041>

FUNDAÇÃO ESTADUAL DE PROTEÇÃO AMBIENTAL HENRIQUE LUIZ ROESSLER (FEPAM). **Diretrizes Ambientais para o Desenvolvimento dos Municípios do Litoral Norte**: Cadernos de Planejamento e Gestão Ambiental – nº1. Porto Alegre, 2000.

FUNDAÇÃO ESTADUAL DE PROTEÇÃO AMBIENTAL HENRIQUE LUIZ ROESSLER (FEPAM). **Diretrizes Ambientais para o Desenvolvimento dos Municípios do Litoral Norte**. Porto Alegre, 2024.

HAMED, K. H.; RAO, A. R. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 204, n. 1-4, p. 182-196, 1998.

HOLM, S. A simple sequentially rejective multiple test procedure. **Scandinavian Journal of Statistics**, v. 6, n. 2, p. 65–70, 1979. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/4615733>

GILLIES, S. et al. **Rasterio: geospatial raster I/O for Python programmers**. Mapbox, 2013. Disponível em: <https://github.com/rasterio/rasterio>.

GOSSET, W. S. The Probable Error of a Mean. **Biometrika**, v. 6, n. 1, p. 1–25, 1908.

HARRIS, C. R. et al. Array programming with NumPy. **Nature**, Londres, v. 585, p. 357–362, 2020.

HUNTER, J. D. Matplotlib: A 2D Graphics Environment. **Computing in Science & Engineering**, v. 9, n. 3, p. 90-95, maio/jun. 2007.

HUSSAIN, M.; MAHMUD, I. PyMannKendall: a python package for non parametric Mann Kendall family of trend tests. **Journal of Open Source Software**, [S. l.], v. 4, n. 39, p. 3, jul. 2019.

KENDALL, M. G. **Rank Correlation Measures**. 4. ed. [S. l.]: [s. n.], 1975.

KRUSKAL, W. H.; WALLIS, W. A. Use of ranks in on-criterion variance analyses. **Journal of the American Statistical Association**, Chicago v. 47, n. 260, p. 583-621, 1952.

LANZER, R. Lagoas costeiras: patrimônio ambiental do Rio Grande do Sul. **Cadernos do LEPAARQ (UFPEL)**, v. 2, n. 3, p. 103-110, 18 set. 2012.

LEVENE, H. Robust tests for equality of variances. In: OLKIN, I. (ed.). **Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling**. Stanford: Stanford University Press, 1960. p. 278-292.

LISSNER, J. B.; GUASSELLI, L. A. Variação do índice de Vegetação por Diferença Normalizada na lagoa Itapeva, litoral norte do Rio Grande do Sul, Brasil, a partir de análise de séries temporais / Variations of the Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) in the Itapeva-RS Lake, **Sociedade & Natureza**, [S. l.], v. 25, n. 2, 2013.

LONDE, L. R.; NOVO, E. M. L. M.; CALIJURI, M. C. Avanços no estudo do

comportamento espectral do fitoplâncton e identificação remota de algas. In: **SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO**, 12., 2005. Anais [...]. São José dos Campos: INPE, 2005. p. 389-396.

MANN, H. B. Nonparametric tests against trend. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 245-259, 1945.

MATTHEWS, M. W. A current review of empirical procedures of remote sensing in inland and near-coastal transitional waters. **International Journal of Remote Sensing**, v. 32, n. 21, p. 6855-6899, 2011.

MILANI, G. B; ROCHA, C. M. R.; ZANONA, Q. K. **Monitoramento de qualidade de águas superficiais da Bacia Hidrográfica do Rio Tramandaí** : Relatório de dados brutos - Período 2018-2020. Imbé: UFRGS, 2021. p. 40.

MISHRA, S.; MISHRA, D. R. Normalized difference chlorophyll index: A novel model for remote estimation of chlorophyll-a concentration in turbid productive waters, **Remote Sensing of Environment**. Amsterdam, v. 117, p. 394–406, 2012.

MCKINNEY, W. Data Structures for Statistical Computing in Python. In: Conference on Python on Science, 9, 2010, Austin. **Proceedings of the 9th Python in Science Conference**. Austin: SciPy, 2010. p. 56-61.

OLIVEIRA DE SOUZA, S. R.; GEMAL, K.; GOETHEN, P. R. S.; PROVENZA, M. M. Aplicações de testes estatísticos não paramétricos para análise de hipertensos nas regiões de saúde do Rio de Janeiro. **Cadernos do IME - Série Estatística**, Rio de Janeiro, v. 51, p. 24, 2022.

PINZON, I. M. **Influência dos fatores ambientais sobre a ocorrência de Cyanobactéria na Lagoa dos Quadros, RS, Brasil**. 2015, p. 43. Trabalho de conclusão de graduação - Curso de Ciências Biológicas: Ênfase em Biologia Marinha e Costeira, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Osório, 2015.

SECRETARIA DO MEIO AMBIENTE E INFRAESTRUTURA (SEMA); FUNDAÇÃO ESTADUAL DE PROTEÇÃO AMBIENTAL HENRIQUE LUIZ ROESSLER (FEPAM). **Base Cartográfica do Rio Grande do Sul, Escala 1:25.000 – BCRS25**, v.1, 2018.

SEN, P. K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, n. 324, p. 1379-1389, 1968.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v. 52, n. 3/4, p. 591-611, 1965.

STREIT, N. M. et al.. As clorofilas. **Ciência Rural**, v. 35, n. 3, p. 748–755, 2005.

TERPILOWSKI, M. A. scikit-posthocs: Pairwise multiple comparison tests in Python. **Journal of Open Source Software**, v. 4, n. 36, p. 1169, 2019.

THEIL, H. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis. **NED. AKAD. WETENSCH. PROC. SER. A**, v. 53, p. 1397-1412, 1950.

TOKAT, E. Satellite-based chlorophyll-a concentration variability and its relation to environmental changes in the Marmara Sea. **Regional Studies in Marine Science**,

[S. I.], v. 88, art. 104267, 2025.

VIRTANEN, P. et al. SciPy 1.0: Fundamental Algorithms for Scientific Computing in Python. **Nature Methods**, Londres, v. 17, p. 261-272, 2020.

WASKOM, M. L. seaborn: statistical data visualization. **Journal of Open Source Software**, v. 6, n. 60, p. 3021, 2021.