



Revista Brasileira de Geografia Física

Homepage: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/rbge>



Variabilidade espacial sazonal e correlação entre parâmetros da qualidade das águas no Sistema Aquífero Bauru (2016 a 2018).

Isadora Vitali Lobo¹, Cesar Gustavo da Rocha Lima², Olavo Tozete Tercini³

¹Mestranda em Engenharia Civil, Departamento de Engenharia Civil, Universidade Estadual Paulista (UNESP), Campus de Ilha Solteira, Ilha Solteira, São Paulo. isadora.vitali@unesp.br (autor correspondente). ²Professor Assistente Doutor, Departamento de Engenharia Civil, Universidade Estadual Paulista (UNESP), Campus de Ilha Solteira, Ilha Solteira, São Paulo. cesar.lima@unesp.br. ³Mestrando em Engenharia Civil, Departamento de Engenharia Civil, Universidade Estadual Paulista (UNESP), Campus de Ilha Solteira, Ilha Solteira, São Paulo. olavo.tercini@unesp.br.

Artigo recebido em 16/01/2024 e aceito em 07/06/2024

RESUMO

A água subterrânea consiste em um recurso primordial para suprir a demanda hídrica das comunidades. Este estudo procurou analisar a variabilidade espacial sazonal dos parâmetros de qualidade da água subterrânea no Sistema Aquífero Bauru (SAB) e suas correlações lineares. Foram utilizados dados de 97 poços de monitoramento para os anos de 2016, 2017 e 2018 disponibilizados pela Companhia Ambiental do Estado de São Paulo (CETESB). Foram avaliados cinco parâmetros: Alumínio (Al), Cloreto (Cl), Condutividade Elétrica (CE), pH e Sólidos Totais Dissolvidos (SD). A análise da estatística descritiva demonstrou uma elevada variabilidade para os dados com coeficiente de variação (CV) entre 13,5% (pH 2018-1) a 121,39% (Cl 2017-1). Todos os parâmetros apresentaram-se em conformidade com a legislação. A análise geoestatística indicou dependência espacial para todos os dados analisados com bons ajustes semivariográficos, onde os valores do avaliador da dependência espacial (ADE) ficaram situados entre 55,5% (Al 2018-1) e 99,9% (Cl 2018-1, CE 16-2, CE 17-2, Al 17-1, pH 16-2, pH 18-1, pH 18-2), os coeficientes de determinação espacial (R^2) variaram entre 0,06 (Al 2018-2) e 0,998 (Cl 2017-1 e Cl 2017-2), com alcance entre 32,39 km (Cl 2017-1) e 253,05 km (Cl 2017-2) resultando em apreciáveis mapas de krigagem. Os resultados indicaram possíveis mudanças nos padrões de comportamentos entre os parâmetros comparando período seco e chuvoso. Nas análises de correlação linear entre os parâmetros de qualidade verificou-se coeficientes de correlações positivas (variando de moderado a forte) entre CE e SD ($r = 0,92$), Cl e SD ($r = 0,66$), o que possibilitou a modelagem matemática por regressão com apreciáveis e significativos ajustes.

Palavras-chave: água subterrânea, geoestatística, gestão hídrica, krigagem, recursos hídricos.

Analysis of spatial and temporal variability of water quality parameters and their possible correlations in the Bauru Aquifer System for the years 2016 to 2018.

ABSTRACT

Groundwater is a key resource to meet the water demand of communities. This study aimed to analyze the seasonal spatial variability of groundwater quality parameters in the Bauru Aquifer System (SAB) and its linear correlations. Data from 97 monitoring wells for the years 2016, 2017 and 2018 made available by the Environmental Company of the State of São Paulo (CETESB) were used. Five parameters were evaluated: Aluminum (Al), Chloride (Cl), Electrical Conductivity (EC), pH and Total Dissolved Solids (SD). The analysis of descriptive statistics showed a high variability for data with a coefficient of variation (CV) between 13.5% (pH 2018-1) and 121.39% (Cl 2017-1). All parameters presented in accordance with the legislation. The geostatistical analysis indicated spatial dependence for all data analyzed with good semivariographic adjustments, where the values of the spatial dependence evaluator (ADE) were between 55.5% (Al 2018-1) and 99.9% (Cl 2018-1, CE 16-2, CE 17-2, Al 17-1, pH 16-2, pH 18-1, pH 18-2), the spatial determination coefficients (R^2) ranged between 0.06 (Al 2018-2) and 0.998 (Cl 2017-1 and Cl 2017-2), with a range between 32.39 km (Cl 2017-1) and 253.05 km (Cl 2017-2) resulting in appreciable kriging maps. The results indicated possible changes in the patterns of behavior between the parameters comparing dry and rainy periods. In the linear correlation analyses between the quality parameters, there were positive correlation coefficients (ranging from moderate to strong) between CE and SD ($r = 0.92$), Cl and SD ($r = 0.66$), which enabled mathematical modeling by regression with optimal and significant adjustments.

Keywords: groundwater, geostatistics, water management, kriging, water resources.

Introdução

As águas subterrâneas encontram-se sob a superfície terrestre preenchendo os vazios presentes nos poros das rochas e dos sedimentos constituindo os denominados aquíferos, que são responsáveis por acumular aproximadamente 97% das águas doces líquidas no planeta, representando o maior tipo de reservatório de água potável no mundo (Hirata et al., 2019). De modo geral, tem-se observado uma preocupante diminuição na qualidade da água subterrânea devido às atividades humanas (Bertolo et al., 2019). À medida que a exploração da água subterrânea se intensifica, também aumentam os problemas relacionados à sua qualidade (Stradioto et al., 2019).

O Sistema Aquífero Bauru (SAB) consiste em uma das principais unidades hidrogeológicas do Brasil (Campos et al., 2023) e na principal e mais acessível fonte de captação de água subterrânea do Estado de São Paulo (Stradioto et al., 2020). Existem aproximadamente 265 municípios inseridos na área do SAB, com mais de 80% deles dependendo exclusivamente da água subterrânea desse sistema aquífero para suprir as necessidades de abastecimento (Campos et al., 2018). Devido sua natureza de aquífero subterrâneo livre com recarga direta e em toda sua extensão, o SAB é naturalmente suscetível a vulnerabilidades e contaminações (Romagnoli & Manzione, 2018).

O monitoramento é um recurso utilizado a fim de se evitar a degradação da qualidade da água subterrânea envolvendo a identificação de alterações em parâmetros físico-químicos e a identificação de valores que excedam os limites máximos permitidos por legislação, porém, na prática, os custos elevados para realização desse processo nem sempre são proporcionais à sua eficácia (Diniz et al., 2023) e frequentemente apresentam desafios na interpretação e análise, em decorrência do elevado volume de dados envolvidos (Rocha & Pereira, 2016).

Nesse contexto, os métodos de simulação geoestatística emergem como uma abordagem eficaz na caracterização de campos que exibem variações espaço-temporais (Zakeri & Mariethoz, 2021). A abordagem geoestatística considera as dependências estatísticas entre dados espaciais ou espaço-temporais, permitindo descrever padrões espaciais e estimar valores em locais não amostrados, fornecendo informações relevantes para interpolação, avaliação e modelagem de cenários (Panagiotou et al., 2022, Mälicke et al., 2023).

Além disso, a análise geoestatística de dados ambientais viabiliza a capacidade de

construir uma superfície com base na caracterização da similaridade espacial entre as amostras (Reis et al., 2023), o que proporciona a síntese de seus resultados em mapas de fácil interpretação e uso (Sousa et al., 2022) que auxiliam no diagnóstico de variações e na identificação de correlações espaciais (Rocha et al., 2017). Nesse contexto, o uso das técnicas geoestatísticas está cada vez mais difundido e encontrado em estudos com aplicações em análises de qualidade da água subterrânea (Masoud et al. 2018, Bodrud-Doza et al. 2019, Curzio et al., 2019; Hossain & Patra, 2020; Rêgo et al., 2020; Rashid et al., 2021; Gonçalves et al., 2022; Balacco et al., 2023), inclusive na região do SAB.

No âmbito do Sistema Aquífero Bauru, estudos relevantes têm sido conduzidos com o propósito de examinar a variabilidade espacial de diversos parâmetros como, por exemplo, os estudos de Vicente et al. (2018) que investigou os parâmetros nitrato e cloreto, identificando correlações significativas, Lima et al. (2020) que analisou os parâmetros Bário, Crômio e Vanádio, e Lobo et al. (2021) que analisou os parâmetros Nitrato, Bário, Crômio e Vanádio. Ambos os estudos proporcionaram uma compreensão valiosa da dinâmica espacial desses elementos na região do SAB.

Em vista disso, o presente estudo teve como propósito analisar dados referentes a parâmetros de qualidade da água subterrânea inseridos na área de abrangência do Sistema Aquífero Bauru no Estado de São Paulo, com o objetivo de investigar a variabilidade espacial e temporal e as possíveis correlações lineares que possam existir entre eles, a fim de auxiliar na gestão da qualidade das águas subterrâneas da região.

Material e métodos

Área de estudo

O presente trabalho foi realizado a partir do conjunto de dados de análises semestrais de parâmetros da qualidade da água subterrânea coletados e disponibilizados pela Companhia Ambiental do Estado de São Paulo (Companhia Ambiental do Estado de São Paulo [CETESB], 2019) em 97 poços instalados na porção Paulista do SAB para os anos de 2016, 2017 e 2018. As análises foram realizadas entre março e abril, correspondendo ao final do período chuvoso, e entre setembro e outubro, correspondendo ao final do período seco (CETESB, 2019). Os poços monitorados estão inseridos em uma área que compreende aproximadamente 40% do estado de

São Paulo, delimitada pelas coordenadas geográficas 48° 19' 35.45" S, 19° 48' 18.71" W e 52° 17' 22.73" S e 22° 40' 45.74" W (Figura 1).

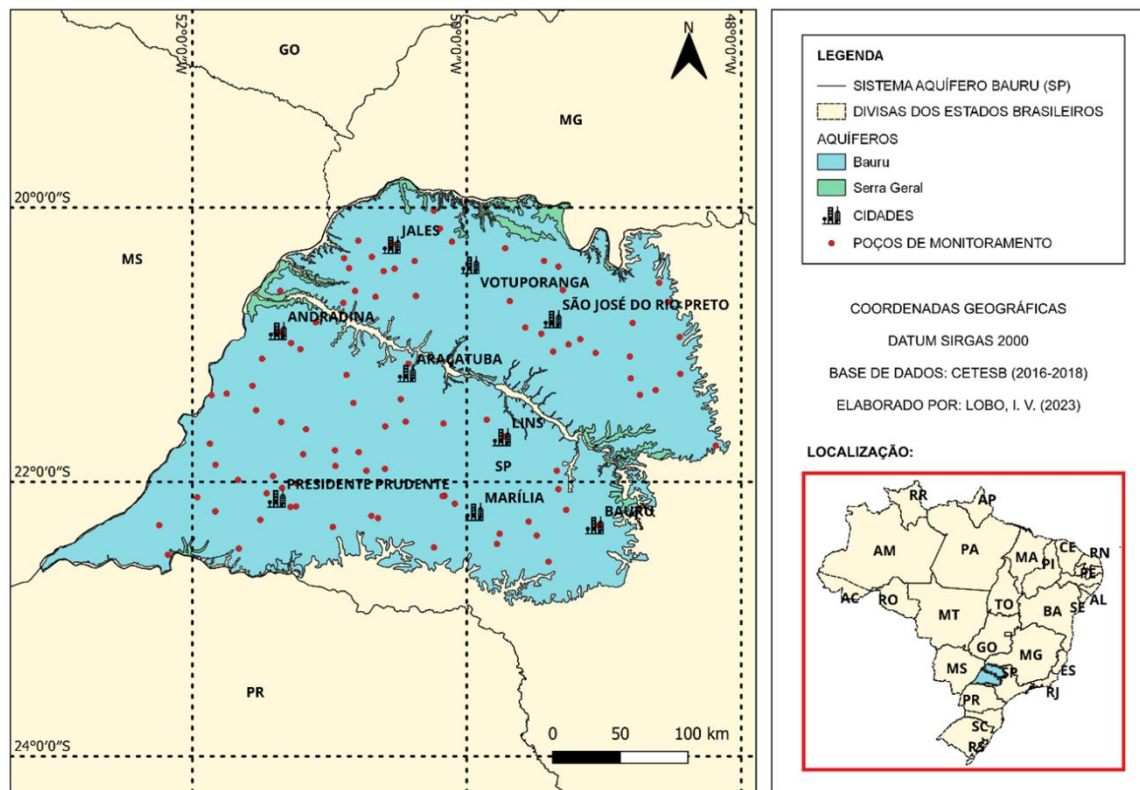


Figura 1. Área de estudo com poços de monitoramento da CESTES para os anos de 2016 a 2018.

Metodologia

Foi conduzida uma pré-avaliação dos dados com o propósito de eleger os parâmetros a serem utilizados neste estudo. Para essa seleção, a prioridade foi dada aos parâmetros com uma quantidade consistente de dados com pelo menos 30 registros de ocorrência por ano ou período, garantindo o mínimo de 30 pares no primeiro lag para uma melhor estimativa da semivariância (Wollenhaupt et al., 1997). Em decorrência a elaboração de um grande número de mapeamentos foram escolhidos apenas cinco parâmetros para avaliação, a saber: Alumínio (Al), Cloreto (Cl), Condutividade Elétrica (CE), pH e Sólidos Totais Dissolvidos (SD).

Devido aos dados de monitoramento da CETESB encontrarem-se divididos por semestre, a identificação dos parâmetros foi realizada por meio de números, de acordo com o ano (16 = 2016; 17 = 2017; 18 = 2018) seguidos do respectivo semestre de coleta (1 = primeiro semestre; 2 = segundo semestre).

Destaca-se que nem todos os poços selecionados foram amostrados no mesmo ano ou período, resultando em variações no número de

poços analisados entre diferentes anos, e que o número de poços de monitoramento oscilou em virtude do parâmetro avaliado e do período/ano da campanha de monitoramento em questão. Essa variação ocorre principalmente devido a ocorrência da desativação de poços mais antigos e à incorporação de novos poços ao longo dos anos.

Os dados foram organizados e tabulados em planilhas para posterior análise estatística, geoestatística e de correlação.

A análise estatística descritiva clássica, foi realizada por meio da ferramenta análise de dados Microsoft Excel, obtendo-se os valores de médias, máximos, mínimos, desvio padrão, curtose, assimetria e calculando também o coeficiente de variação.

Posteriormente, a dependência espacial dos dados foi verificada utilizando-se o software Gamma Design Software GS+ 7.0 (Robertson, 2004), efetuando o cálculo do semivariograma experimental simples, tendo como base a pressuposição de estacionariedade da hipótese intrínseca (Yamamoto & Landim, 2013), conforme a Equação 1 (Lima et al., 2020):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(X_i) - Z(X_i + h)]^2 \quad (1)$$

onde: $N(h)$ é o número de pares experimentais de observações $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ separados por uma distância h .

Assim, os semivariogramas experimentais foram ajustados observando os modelos teóricos exponencial, esférico e gaussiano (Robertson, 2004) seguindo os critérios utilizados por Lima et al. (2020), que englobaram a minimização da soma dos quadrados dos desvios (SQD), a maximização do coeficiente de determinação espacial (R^2) e o aumento do avaliador da dependência espacial (ADE).

Este último foi determinado ao dividir a contribuição pelo patamar, conforme explicitado por Ricardi e Lima (2021), que categoriza as variáveis espaciais da seguinte maneira: Quando $ADE \leq 25\%$, a variável é considerada fracamente dependente, quando $25\% < ADE \leq 75\%$, a variável é classificada como moderadamente dependente, e quando $ADE > 75\%$, a variável é identificada como fortemente dependente.

A definição final do modelo de ajuste, bem como do número de vizinhos interpoladores para a krigagem foi realizada tendo como parâmetro o maior coeficiente de correlação (r) entre valor observado vs estimado da validação cruzada (VC).

Após essa etapa, foi realizada a interpolação por krigagem ordinária, uma vez que esta técnica se trata de um estimador linear não enviesado (Yamamoto & Landim, 2013). No processo de krigagem, as estimativas foram feitas a partir da seguinte equação conforme apresentado em Lima et al. (2020):

$$z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(X_i) \quad (2)$$

sendo: z^* , o valor a ser estimado no ponto não amostrado x_0 ; N , o número de valores medidos $z(x_i)$ envolvidos na estimativa e λ_i os pesos associados a cada valor medido $z(x_i)$.

Os mapas gerados foram exportados para o software QGIS versão 3.32 (Open Source Geospatial Foundation [OSGeo], 2023) para desenvolvimento de layout e representação cartográfica final. A avaliação comparativa do comportamento espacial dos mapas também foi realizada de forma visual o que permitiu discutir os resultados observados.

A análise de correlação e modelagem foi conduzida utilizando-se da planilha de cálculos do Excel, sendo, a partir dos dados brutos da qualidade

da água, construído a matriz de correlação de Pearson.

O coeficiente de correlação de Pearson (r) é uma métrica que expressa a associação linear entre variáveis, variando de -1 a 1, onde o sinal indica a direção (positiva ou negativa) do relacionamento, enquanto o valor sugere a intensidade da relação entre as variáveis, em essência, quanto mais próximo de 1 (independentemente do sinal), maior é o grau de dependência estatística linear entre as variáveis (Figueiredo Filho & Silva Júnior 2009).

Com base nos resultados dessa etapa, foram identificadas as melhores correlações entre os pares das variáveis estudadas, as quais foram posteriormente submetidas ao processo de modelagem por regressão matemática.

Resultados e discussão

Análise estatística e geoestatística

Os resultados referentes à análise estatística descritiva para os parâmetros de qualidade das águas do Sistema Aquífero Bauru estão apresentados na Tabela 1. Os valores de coeficiente de variação (CV) variaram entre 13,5% (pH 18-1) e 121,39% (Cl 17-1). Segundo classificação de Pimentel-Gomes e Garcia (2002), todos os parâmetros, exceto o pH, mostram uma variabilidade muito alta com CV superior a 30%, tanto no período chuvoso (primeiro semestre) quanto no período seco (segundo semestre).

A variabilidade média atribuída ao parâmetro pH está provavelmente relacionada à faixa limitada de valores que esse parâmetro pode assumir, dada sua escala numérica de 0 a 14. Moreira et al. (2020) analisaram atributos das águas subterrâneas e identificaram uma alta variabilidade dos atributos químicos exceto para o parâmetro pH, que apresentou uma distribuição homogênea com CV igual a 4,3%.

A alta variabilidade dos dados pode ser explicada pela extensa área de estudo, onde as características geológicas e fatores humanos podem influenciar diretamente nos valores elevados do coeficiente de variação. Essa ampla extensão territorial pode resultar em diferenças significativas nas concentrações dos parâmetros analisados, contribuindo para uma maior variabilidade nos dados. Esse efeito pode ser ainda mais pronunciado considerando que o SAB possui características de aquífero livre, com recarga ocorrendo em toda a sua extensão pela infiltração da precipitação (Iritani & Ezaki, 2012).

O Valor Máximo Permitido (VMP) desses parâmetros são representados pela ordem de: 0,2

mgL⁻¹ para o Al, 250 mgL⁻¹ para Cl, 500 mgL⁻¹ para SD e recomenda-se uma faixa de valores de pH entre 6,0 e 9,5 (Portaria n.º 2.914, 2011; Portaria n.º 888, 2021). Não foram identificadas concentrações acima do VMP para os parâmetros estudados.

A análise estatística revelou assimetria positiva nos dados, indicando que eles não seguem

uma distribuição normal. Esse fator não impede o uso de técnicas de geoestatística (Cressie, 1991; Islam, 2023), uma vez que a recomendação de transformação dos dados para atender à distribuição normal é apenas uma sugestão (Lundgren et al., 2017).

Tabela 1 Estatística descritiva de parâmetros da Qualidade de Água Subterrânea para o Sistema Aquífero Bauru (2016-2018).

Parâmetro ^(a)	Medidas da Estatística Descritiva							
	Média	Mediana	Valor		Desvio Padrão	Coeficiente		
			Min.	Max.		Variação (%)	Curtose	Assimetria
Cloreto (mg L ⁻¹)								
Cl 16-1 ⁽⁴⁶⁾	6,19	5,50	0,74	22,00	4,51	72,91	2,52	1,37
Cl 16-2 ⁽⁷⁵⁾	5,07	3,50	0,16	27,40	5,18	102,14	4,33	1,89
Cl 17-1 ⁽⁸⁷⁾	4,51	2,23	0,11	31,17	5,48	121,39	7,44	2,41
Cl 17-2 ⁽⁹¹⁾	4,28	1,87	0,11	27,30	5,14	119,97	5,49	2,14
Cl 18-1 ⁽⁷⁹⁾	5,24	3,51	0,23	28,37	5,65	107,78	4,33	1,96
Cl 18-2 ⁽⁹⁰⁾	4,28	2,12	0,22	27,32	4,97	116,25	5,81	2,15
Condutividade Elétrica (µS cm ⁻¹)								
CE 16-1 ⁽⁹²⁾	188,44	178,00	8,30	445,00	89,75	47,63	0,28	0,28
CE 16-2 ⁽⁹⁴⁾	194,01	181,95	9,80	507,00	94,51	48,71	1,29	0,63
CE 17-1 ⁽⁹⁷⁾	189,00	180,00	12,20	464,00	91,23	48,27	0,39	0,35
CE 17-2 ⁽⁹⁷⁾	189,23	179,00	8,30	498,00	94,19	49,78	0,86	0,51
CE 18-1 ⁽⁹⁷⁾	189,00	178,00	9,00	486,00	95,24	50,39	0,42	0,48
CE 18-2 ⁽⁹⁶⁾	189,68	178,95	9,90	444,00	90,58	47,76	-0,01	0,15
Sólidos Dissolvidos Totais (mg L-1)								
SD 16-1 ⁽⁸²⁾	164,29	156,00	52,00	334,00	52,97	32,24	1,03	0,82
SD 16-2 ⁽⁸²⁾	164,17	146,00	55,00	368,00	60,03	36,57	2,20	1,48
SD 17-1 ⁽⁹³⁾	163,10	163,00	26,00	394,00	59,29	36,35	2,44	0,64
SD 17-2 ⁽⁸⁰⁾	152,75	145,50	52,00	317,00	55,74	36,49	1,06	0,82
SD 18-1 ⁽⁷²⁾	158,32	145,00	57,00	321,00	57,04	36,03	0,90	0,97
SD 18-2 ⁽⁷⁷⁾	158,56	150,00	60,00	329,00	51,11	32,23	1,05	0,94
Alumínio (µg L ⁻¹)								
Al 16-1 ⁽⁵⁶⁾	6,95	4,69	2,01	20,30	5,40	77,73	0,35	1,24
Al 16-2 ⁽⁵⁵⁾	7,60	4,27	2,08	46,80	8,45	111,16	9,62	2,83
Al 17-1 ⁽⁵¹⁾	7,31	4,06	2,02	35,54	7,41	101,39	5,58	2,24
Al 17-2 ⁽⁶⁷⁾	6,36	3,78	2,01	39,90	5,92	93,16	14,64	3,12
Al 18-1 ⁽⁵⁰⁾	6,54	3,96	2,06	26,90	5,69	86,98	2,45	1,68
Al 18-2 ⁽³¹⁾	8,78	7,14	2,04	34,30	7,13	81,16	4,05	1,70
pH								
pH 16-1 ⁽⁹²⁾	7,25	7,20	5,20	9,82	1,07	14,81	-0,15	0,43
pH 16-2 ⁽⁹⁴⁾	7,23	7,18	5,30	9,90	1,04	14,34	0,13	0,42
pH 17-1 ⁽⁹⁶⁾	7,21	7,12	5,20	9,91	1,10	15,19	-0,09	0,40
pH 17-2 ⁽⁹⁷⁾	7,23	7,20	5,20	9,89	1,08	14,93	-0,09	0,41
pH 18-1 ⁽⁹⁷⁾	7,13	7,10	5,20	9,80	0,96	13,50	0,37	0,47
pH 18-2 ⁽⁹⁶⁾	7,19	7,14	5,20	9,96	1,08	15,09	0,13	0,51

^(a)Parâmetros analisados onde: Cl= Cloreto, CE= Condutividade Elétrica, SD= Sólidos Totais Dissolvidos e Al= Alumínio, seguidos do respectivo ano, semestre, e número amostral entre parênteses.

Portanto, no contexto da geoestatística, o teste inicial dos dados originais é comum. Os

resultados da análise geoestatística foram apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 Modelos e parâmetros de ajuste dos semivariogramas experimentais para alguns parâmetros da Qualidade de Água Subterrânea para o SAB nos anos de 2016 a 2018.

Parâmetro/ Período ^(a)	Modelo ^(b)	Medidas de Ajuste dos Semivariogramas						Validação Cruzada		
		C ₀	C ₀ +C	A(km)	R ²	SQR ^(c)	ADE ^(d) (%)	a	B	r
CI 16-1	Gau	3,680	1,357x10 ¹	253,05	0,838	2,66x10 ¹	72,9	0,34	0,932	0,660
CI 16-2	Exp	0,029	0,885	56,40	0,952	6,36x10 ⁻	96,7	0,51	0,998	0,437
CI 17-1	Gau	0,050	1,006	32,39	0,998	5,90x10 ⁻	95,0	0,72	0,940	0,457
CI 17-2	Esf	0,069	1,012	35,50	0,998	3,57x10 ⁻	93,2	0,02	1,167	0,472
CI 18-1	Esf	0,001	1,119	58,60	0,978	0,01	99,9	0,21	1,048	0,630
CI 18-2	Esf	0,710	1,307x10 ¹	50,50	0,917	4,69	94,6	0,85	0,731	0,423
CE 16-1	Gau	6,600x10 ²	7,902x10 ³	59,75	0,862	5,70x10 ⁶	91,6	31,09	0,813	0,619
CE 16-2	Esf	1,000x10 ¹	9,390x10 ³	68,50	0,766	1,29x10 ⁷	99,9	35,04	0,792	0,561
CE 17-1	Gau	9,000x10 ²	8,354x10 ³	59,93	0,908	3,84x10 ⁶	89,2	27,37	0,838	0,603
CE 17-2	Esf	1,000x10 ¹	8,930x10 ³	71,50	0,874	6,27x10 ⁶	99,9	33,51	0,799	0,597
CE 18-1	Gau	6,700x10 ²	9,500x10 ³	51,96	0,849	8,17x10 ⁶	92,9	35,44	0,792	0,579
CE 18-2	Esf	2,000x10 ²	7,511x10 ³	69,60	0,798	6,94x10 ⁶	97,3	44,26	0,736	0,523
SD 16-1	Esf	7,980x10 ²	2,691x10 ³	70,20	0,687	8,62x10 ⁵	70,3	1,24	0,971	0,535
SD 16-2	Esf	2,600x10 ²	3,671x10 ³	65,10	0,832	1,15x10 ⁶	92,9	33,35	0,794	0,545
SD 17-1	Esf	5,000x10 ¹	3,668x10 ³	83,20	0,935	5,79x10 ⁵	98,6	26,72	0,837	0,623
SD 17-2	Esf	8,620x10 ²	2,907x10 ³	65,20	0,798	5,40x10 ⁵	70,3	20,06	0,858	0,505
SD 18-1	Esf	6,550x10 ²	2,383x10 ³	61,90	0,850	2,05x10 ⁵	72,5	9,52	0,926	0,631
SD 18-2	Esf	8,380x10 ²	2,595x10 ³	87,30	0,910	1,49x10 ⁵	67,7	56,60	0,635	0,366
Al 16-1	Esf	1,060	3,268x10 ¹	55,40	0,633	1,59x10 ²	96,8	0,24	0,953	0,591
Al 16-2	Esf	0,100	4,552x10 ¹	114,10	0,898	1,62x10 ²	99,8	0,59	0,921	0,699
Al 17-1	Esf	0,001	0,796	41,60	0,448	0,10	99,9	0,64	1,008	0,505
Al 17-2	Gau	3,240	1,712x10 ¹	38,45	0,831	1,19x10 ¹	81,1	0,76	0,865	0,442
Al 18-1	Esf	1,081x10 ¹	2,428x10 ¹	106,40	0,598	6,21x10 ¹	55,5	1,73	0,713	0,343
Al 18-2 ^(e)	Esf	0,112	0,534	40,10	0,062	0,09	79,0	-2,64	1,611	0,575
pH 16-1	Esf	0,016	1,153	63,90	0,872	0,10	98,6	1,09	0,842	0,621
pH 16-2	Esf	0,001	1,107	67,10	0,924	0,05	99,9	0,83	0,879	0,676
pH 17-1	Gau	0,110	1,166	46,94	0,882	0,09	90,6	1,38	0,801	0,592
pH 17-2	Gau	0,308	1,225	51,27	0,903	0,06	74,9	1,13	0,840	0,522
pH 18-1	Exp	0,001	1,047	74,70	0,902	0,04	99,9	0,34	0,946	0,575
pH 18-2	Exp	0,001	1,308	79,20	0,932	0,05	99,9	0,70	0,899	0,528

^(a) todos os parâmetros/períodos avaliados apresentaram no mínimo 30 pares de dados no primeiro lag; ^(b)

modelos ajustados, onde: **Esf** = esférico, **Gau** = gaussiano, **Exp** = exponencial; ^(c) **SQR** = soma dos

quadrados dos resíduos; ^(d) **ADE** = avaliador da dependência espacial, ^(e) parâmetros que sofreram

transformação dos dados originais (logarítmica).

De modo geral, os dados analisados obtiveram ajustes semivariográficos satisfatórios em relação a todas as variáveis, levando em consideração a hipótese intrínseca por meio da estabilização dos semivariogramas, tanto no primeiro quanto no segundo semestre de cada ano.

Diante disso, foi confirmada a dependência espacial dos parâmetros.

Foi necessário efetuar transformações somente para o Alumínio em 2018-2 que não apresentou uma boa dependência espacial. Para melhorar os ajustes, optou-se pelo uso da

transformação logarítmica, sendo observado um melhor desempenho semivariográfico seguindo os critérios abordados na metodologia descrita.

Em relação aos resultados da validação cruzada, para um ajuste ideal, espera-se que os valores do coeficiente de correlação (r) sejam os mais próximos de um (Pelissari et al., 2012; Ferreira et al., 2013).

Os valores exibidos para o ADE validam essa informação, uma vez que a grande maioria dos parâmetros (76,7%) foram classificados, conforme apresentado em Ricardi e Lima (2021), como variável fortemente dependente, e apenas 23,3% foram classificados como variável moderadamente dependente.

A maioria dos ajustes semivariográficos resultou no modelo Esférico, representando 63,3% do total, seguidos pelos ajustes Gaussiano e Exponencial representando respectivamente 26,7% e 10% dos ajustes.

Os valores apresentados para o alcance representam o comportamento da distribuição dos parâmetros espacialmente. Geralmente alcances menores estão associados a comportamentos espaciais menores, com formações de ilhas. Em contrapartida, um alcance maior corresponde a faixas maiores e mais homogêneas de distribuição dos parâmetros. Os valores de alcance variaram entre 32,39 km (CI 2017-1) e 253,05 km (CI 2016-1). Destaca-se os parâmetros CE e pH que apresentaram um padrão de alcance mais uniforme durante os anos de estudo com maiores alcances para o segundo período (inverno) de cada ano quando comparados ao primeiro período (verão).

Para o pH, em 2016 o modelo de melhor ajuste foi o Esférico, em 2017 o Gaussiano e em 2018 o Exponencial. O R^2 variou de 0,872 (pH 2016-1) a 0,932 (pH 2018-2), o alcance de 46,94 (pH 2017-1) a 79,20 (pH 2018-2) e o (r) da validação cruzada de 0,522 (pH 2017-2) a 0,676 (pH 2016-2).

A CE obteve ajustes do tipo Gaussiano e Esférico, destaca-se que o parâmetro apresentou os mesmos tipos de ajuste para o período de chuvas e estiagem (Gaussiano e Esférico respectivamente). Os valores para R^2 variaram entre 0,766 (CE 2016-2) e 0,908 (CE 2017-1), o alcance de 51,96 km (CE 2018-1) a 71,50 km (CE 2017-2).

Os valores de R^2 obtidos para o CI variaram entre 0,838 (CI 2016-1) e 0,998 (CI 2017-1 e CI 2017-2), o alcance compreendeu um intervalo de 32,39 km (CI 2017-1) a 253,05 km (CI 2016-1), correspondendo a maior amplitude de valores entre os parâmetros. O coeficiente de correlação da

validação cruzada compreendeu valores de 0,423 (CI 2018-2) a 0,660 (CI 2016-1).

O modelo Esférico foi o modelo de melhor ajuste semivariográfico para os SD, os valores de alcance do parâmetro ficaram entre 61,90 km (SD 2018-1) e 87,30 (SD 2018-2).

Por fim, o Alumínio apresentou para como modelo Esférico como principal modelo de ajuste, exceto para o ano de 2017-2 que teve como melhor modelo o Gaussiano. O alcance para esse parâmetro compreendeu os valores de 38,45 km (AI 2017-2) a 114,10 km (AI 2016-2), os valores de R^2 ficaram entre 0,062 (AI 2018-2) e 0,898 (AI 2016-2), para o (r) da validação cruzada o intervalo de valores foi de 0,343 (AI 2018-1) a 0,699 (AI 2016-2). O menor valor apresentado para o R^2 refere-se ao segundo período de 2018, e pode ser atribuído ao fato desse período apresentar o menor número amostral entre os parâmetros analisados.

Outros estudos que analisaram a variação espacial e temporal desses mesmos parâmetros indicadores da qualidade da água subterrânea foram realizados na região do SAB e em outros sistemas aquíferos, e apresentaram resultados semelhantes com apreciáveis mapas de krigagem, proporcionando estimativas confiáveis (Gharbia et al., 2016; Moreira et al., 2020; Martins Alexandre et al., 2021).

Marques e Lima (2017) destacaram a consistência e homogeneidade elevadas do pH da água, indicando valores estimados próximos à realidade no SAB. A faixa de valores encontrada por eles foi de pH entre 5 e 9,4. Os autores ressaltam que os níveis mais elevados de pH podem originar-se tanto de fontes naturais quanto de contaminações atmosféricas.

A recomendação da legislação é de que, no sistema de distribuição, o pH da água seja mantido na faixa de 6,0 a 9,5 (Portaria n.º 2.914, 2011; Portaria n.º 888, 2021). Porém, vale ressaltar que valores de pH muito altos ou muito baixos podem ser um indicativo de contaminação (Rodrigues et al., 2020).

Vicente, Lima e Marques (2018) avaliaram a variabilidade espacial e temporal do Cloreto e Nitrato no SAB, observando apreciáveis ajustes semivariográficos que resultaram em mapas bem definidos para as concentrações estimadas, os valores para o Cloreto encontrado para os autores foi de 0,719 a 0,926 para o R^2 , 37 km a 51,6 km para o alcance e ADE entre 74,8% a 99,9%, com ajustes do tipo esférico e gaussiano, e coeficientes de correlação da validação cruzada entre 0,118 e 0,389.

Marques (2018) expandiu as análises no SAB para diversos parâmetros, incluindo CE e SD. Todos os parâmetros apresentaram dependência espacial, com bons ajustes variográficos, o que resultou em mapas de krigagem bem delineados, com R^2 entre 0,509 e 0,850 para CE e para SD entre 0,660 e 0,946, ADE de 56,2% a 87,7% para CE e 66,4% a 99,4% para SD, coeficientes de correlação da validação cruzada (r) de 0,461 a 0,617 para os

SD e 0,411 a 0,582 para CE 0,606 a 0,902 e alcances distintos, abrangendo 53,00 km a 184,50 km para a CE e 65,80 km a 119,40 km para SD.

Diante do exposto, os mapas obtidos são apresentados nas Figuras 2, 3, 4, 5 e 6. Com base nos mapas da Figura 2, é possível observar que as concentrações de Cl variaram de 0 mg/L a 21 mg/L nos anos de 2016, 2017 e 2018.

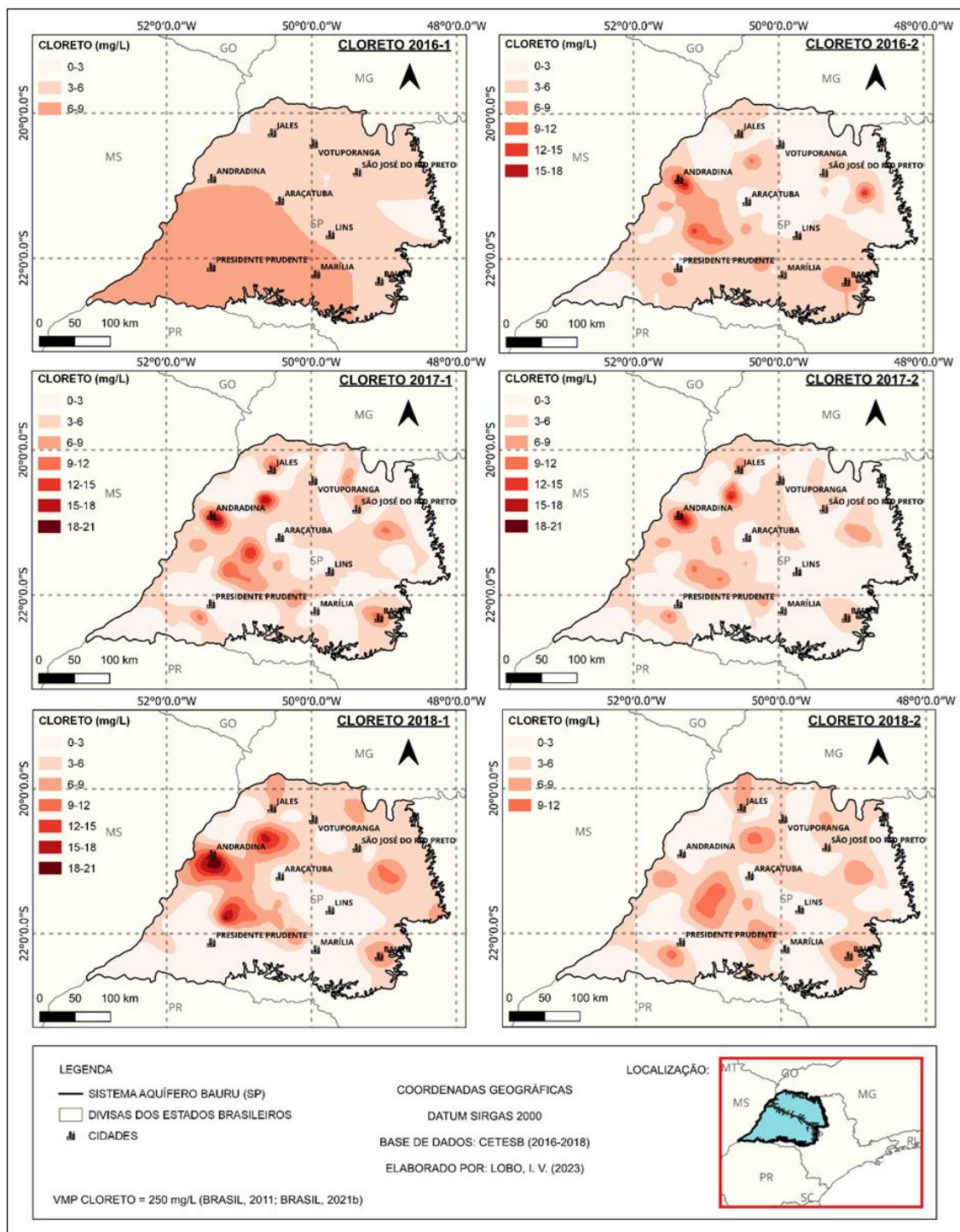


Figura 2. Mapas de concentrações de Cloreto (mg/L) para o período de 2016 a 2018.

O cloreto tem sua origem comumente associada à dissolução de minerais ou à entrada de águas do mar, também podem provir de descargas associadas a efluentes domésticos ou industriais (Fundação Nacional de Saúde [FUNASA], 2014).

Analisando o triênio como um todo, percebemos que as variações na concentração de cloreto seguiram um padrão consistente nos anos de 2016, 2017 e 2018. Observa-se que os mapas tendem a reduzir a extensão das concentrações mais altas no segundo período em comparação com o primeiro, o que resulta em uma cobertura maior das concentrações mais baixas na região do SAB durante o segundo período de cada ano. Isso sugere uma associação da presença de áreas mais extensas com concentrações mais elevadas de Cl durante o período chuvoso.

Em 2016, um comportamento levemente atípico em comparação aos anos de 2017 e 2018 foi identificado. Houve um aumento na extensão das concentrações mais baixas, especialmente nos intervalos de 0 mg/L a 3 mg/L e 3 mg/L a 6 mg/L. Entretanto, em áreas específicas como Murutinga do Sul, Florida Paulista, Palmares Paulista e Bauru, foram registradas concentrações mais elevadas, variando de 9 mg/L a 18 mg/L em 2016-2.

Grott et al. (2018) investigaram as variações sazonais nos parâmetros da qualidade da água subterrânea em Macapá-AP e identificaram padrões semelhantes. Os resultados indicaram que o cloreto apresenta concentrações mais elevadas durante o período chuvoso nas águas subterrâneas, com aumentos médios de cerca de 50% em comparação ao período seco.

Cappi et al. (2010) realizaram uma análise da qualidade das águas subterrâneas em Aquidauana-MS, levando em conta as variações sazonais. Os resultados revelaram concentrações mais altas de cloreto durante o verão em comparação com as outras estações do ano.

Com base nos dados, é plausível inferir que os níveis elevados de concentração de cloreto, observados a partir do período 2016-2 em locais como Murutinga do Sul e Florida Paulista, provavelmente têm origem em fontes antrópicas específicas que contribuem para o aumento das concentrações desse parâmetro nessas regiões.

Essa sugestão é fundamentada pelo fato de que, anteriormente, essas concentrações não foram detectadas, e que a partir do período 2017-1, esses

locais retomaram o padrão de comportamento inicialmente identificado, com a presença de áreas mais extensas para as concentrações mais elevadas de Cl durante o período chuvoso.

A CE (Figura 3) apresentou uma faixa de valores entre 0 $\mu\text{S}/\text{cm}$ e 500 $\mu\text{S}/\text{cm}$ nos anos de 2016 a 2018 (Figura 3). Os valores mais significativos desse parâmetro estiveram concentrados na faixa de 450 $\mu\text{S}/\text{cm}$ a 500 $\mu\text{S}/\text{cm}$, sendo observados na região de Pompéia em todos os períodos dos diferentes anos. Em Flórida Paulista, durante o segundo período de 2016, esse intervalo de valores contribuiu para uma extensão territorial maior (121,64 km²). Os resultados para a região de Flórida Paulista durante o período 2016-2 corroboram as análises prévias realizadas para o parâmetro Cloreto. Isso se deve à relação existente entre a condutividade elétrica e esse parâmetro.

A CE é uma medida que expressa a capacidade de uma substância para conduzir corrente elétrica. Essa propriedade é influenciada por íons como sódio, potássio e cloreto, além disso, a CE pode servir como indicador da quantidade de sais dissolvidos em um fluxo, sendo comumente utilizada para estimar a quantidade total de sólidos dissolvidos (Pande, & Moharir, 2018).

O aumento nas concentrações de cloreto no segundo período de 2016, juntamente com os valores mais elevados de condutividade elétrica (450 $\mu\text{S}/\text{cm}$ a 500 $\mu\text{S}/\text{cm}$) registrados na mesma região durante o mesmo período, reforça a probabilidade de que esse local esteja sofrendo impactos mais intensos provenientes de atividades antrópicas a partir desse período, considerando que tais padrões não foram observados em 2016-1, para nenhum dos dois parâmetros.

De forma geral, os mapas de condutividade elétrica no SAB apresentaram comportamento espacial semelhante nos dois períodos de cada ano estudado, com pouca variação nos menores e maiores valores observados.

Esse padrão foi corroborado por estudos de outros autores, como Andrade et al. (2012), que analisou a variabilidade espaço-temporal da condutividade elétrica em Pernambuco, e Reginato et al. (2021), que investigou a influência da precipitação no Sistema Aquífero Serra Geral. Ambos os estudos destacam a consistência das áreas com maiores ou menores concentrações CE, mesmo em períodos distintos.

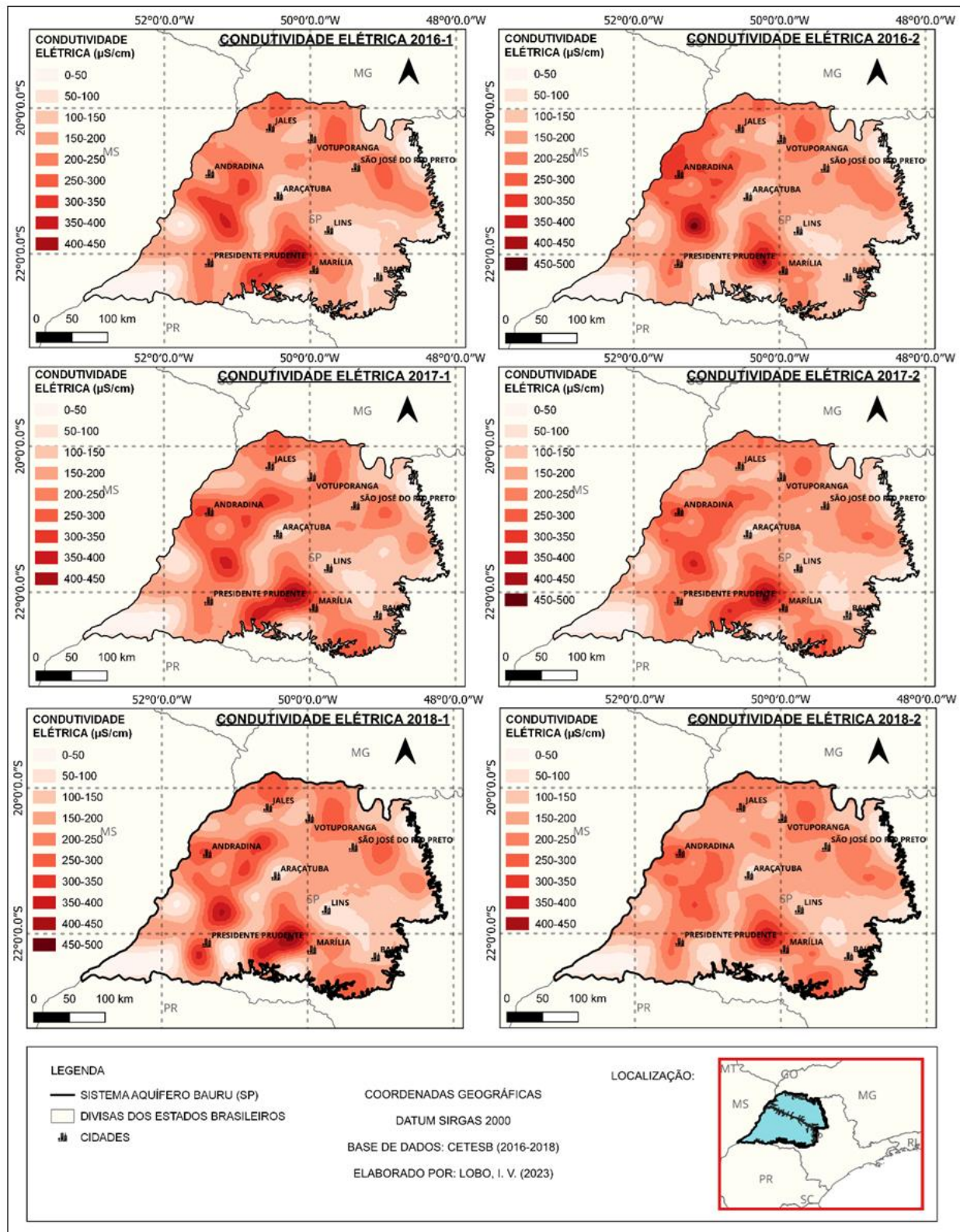


Figura 3. Mapas para a Condutividade Elétrica ($\mu\text{S}/\text{cm}$) nos anos de 2016 a 2018.

As concentrações de SD (Figura 4) variaram de 20 mg/L a 420 mg/L nos anos de 2016, 2017 e 2018 (Figura 4). Os maiores valores surgiram a partir de 2016-2 em áreas como Flórida Paulista, Mariápolis, Presidente Prudente e Caiabu, com concentrações entre 270 mg/L e 320 mg/L. O

pico máximo (420 mg/L) ocorreu em 2017-1 em Pompéia e Quatá, sendo que, a partir desse período, as concentrações mais elevadas de SD foram observadas exclusivamente nessa região (270 mg/L a 320 mg/L para 2017-2, 2018-1 e 2018-2).

As menores concentrações de SD (0 mg/L a 20 mg/L) foram registradas em 2016-2 em Barretos e Colina. Em 2017-1, essas concentrações permaneceram em Barretos e Colina e surgiram em novas áreas como Rosana e Teodoro Sampaio, localizadas no sudoeste do SAB. Em 2017-2, foram observadas em Pedranópolis e Macedônia, no extremo norte do SAB. Nos anos 2018-1 e 2018-2, as menores concentrações no SAB variaram entre 70 mg/L e 120 mg/L.

A maioria dos sólidos totais dissolvidos na água subterrânea é composta por sais inorgânicos, incluindo ânions como carbonatos, cloretos, sulfatos e nitratos, e cátions como sódio, potássio, cálcio e magnésio. Esses componentes geralmente representam mais de 95% do peso total dos sólidos dissolvidos na água, e a concentração de sais é influenciada pela geologia da região. Em áreas áridas ou semiáridas, onde a evaporação supera a precipitação, altas concentrações de sais na água são comuns (Braga et al., 2021). Seguindo esse mesmo contexto, durante a estação chuvosa, as águas subterrâneas tendem a ter melhor qualidade devido às diluições provocadas pela chuva (Montenegro et al., 2003).

Antecipa-se que as altas concentrações de SD tenham uma relação inversamente proporcional às chuvas, pois a água age como solvente para compostos iônicos. Assim, em condições naturais, períodos com maior precipitação e aumento da recarga nos aquíferos tendem a apresentar menores concentrações de SD com uma maior dispersão espacial, comportamento observado nos primeiros períodos de 2017 e 2018.

Por outro lado, os períodos chuvosos também podem aumentar as concentrações de contaminantes em regiões sujeitas a interferências na qualidade da água subterrânea por atividades humanas, já que a chuva é o principal agente de recarga dos aquíferos. Esse comportamento é particularmente preocupante em aquíferos livres, como o SAB. Assim, os mananciais subterrâneos podem enfrentar um maior risco sanitário durante o período chuvoso (Grott et al., 2018). Esse comportamento foi observado no primeiro período, especialmente em áreas destacadas anteriormente, como o quadrante central inferior dos mapas de estimativas de concentrações desse estudo.

Dessa forma, os SD exibem variação espacial semelhante a outros parâmetros, com maiores valores de concentrações a partir de 2016-2 e uma maior amplitude espacial dessas concentrações no período chuvoso, 2017-1 e 2018-1, quando comparados ao segundo período dos mesmos anos.

A Figura 5 ilustra os mapas de variações de pH. O pH consiste em uma grandeza adimensional que varia de 0 a 14 e indica a intensidade de acidez ($\text{pH} < 7,0$), neutralidade ($\text{pH} = 7,0$) ou alcalinidade ($\text{pH} > 7,0$) de uma solução aquosa (Souza Santos, 2014). Não foram observadas significativas alterações entre os anos e períodos analisados para o parâmetro pH. Os mapas se apresentaram de forma semelhante com as mesmas faixas de pH para 2016, 2017 e 2018, tanto no primeiro como no segundo período. No geral, as águas do SAB possuem pH entre 5 e 10.

A classificação predominante no SAB para o ano de 2016 foi de águas moderadamente alcalinas em todos os períodos. Em 2017 a classificação foi de águas moderadamente ácidas no primeiro período e moderadamente alcalinas no segundo. Em 2018 as águas foram classificadas como moderadamente alcalinas nos dois períodos.

O parâmetro Alumínio (Figura 6) teve a ocorrência de maiores concentrações (40 $\mu\text{g/L}$) no ano/período de 2016-2 não apresentando concentrações acima do VMP de 200 $\mu\text{g/L}$ (Portaria n.º 2.914, 2011; Portaria n.º 888, 2021) conforme demonstra Figura 6. A região de ocorrência para esses valores está localizada próxima ao município de Avaí, na região de Bauru. Nos demais anos analisados, as concentrações de alumínio variaram de 0 $\mu\text{g/L}$ a 20 $\mu\text{g/L}$. Valores de ocorrência com concentrações semelhantes entre 10 $\mu\text{g/L}$ e 20 $\mu\text{g/L}$ foram encontradas em regiões de Alvinlândia, São Pedro do Turvo, Potirendaba, Nova Aliança, Américo de Campos, Bauru e Lins, em diferentes anos/períodos. Já a região de Presidente Prudente apresentou esse intervalo de concentrações em todos os três anos/período do estudo exceto 2018-1. Não foi observado um padrão específico de comportamento espacial para os maiores valores de concentração do alumínio em comparação entre o primeiro e segundo período.

A presença de alumínio nas águas do Sistema Aquífero Bauru pode estar associada a dissolução de aluminossilicatos observadas em todas as unidades do Grupo Bauru podendo liberar quantidades significativas de sílica, alumínio, potássio, sódio e cálcio (Stradioto & Chang, 2020).

Canato et al. (2014) relacionaram as condições de pH nas águas do SAB ao favorecimento da imobilidade do alumínio, portanto, espera-se que as concentrações desse elemento sejam geralmente baixas nesse sistema aquífero.

Apesar dessa tendência valores acima do máximo permitido para o Alumínio já foram identificados em análises de qualidade da água em

monitoramentos realizados pela no SAB (CETESB, 2022). Amostras não conformes em relação aos padrões estabelecidos pela resolução se referem principalmente à aceitação da água ao consumo humano, estabelecido para características

organolépticas (gosto, cor e odor) e, portanto, não representam tanto risco à saúde humana (Instituto de Meio Ambiente de Mato Grosso do Sul [IMASUL], 2021).

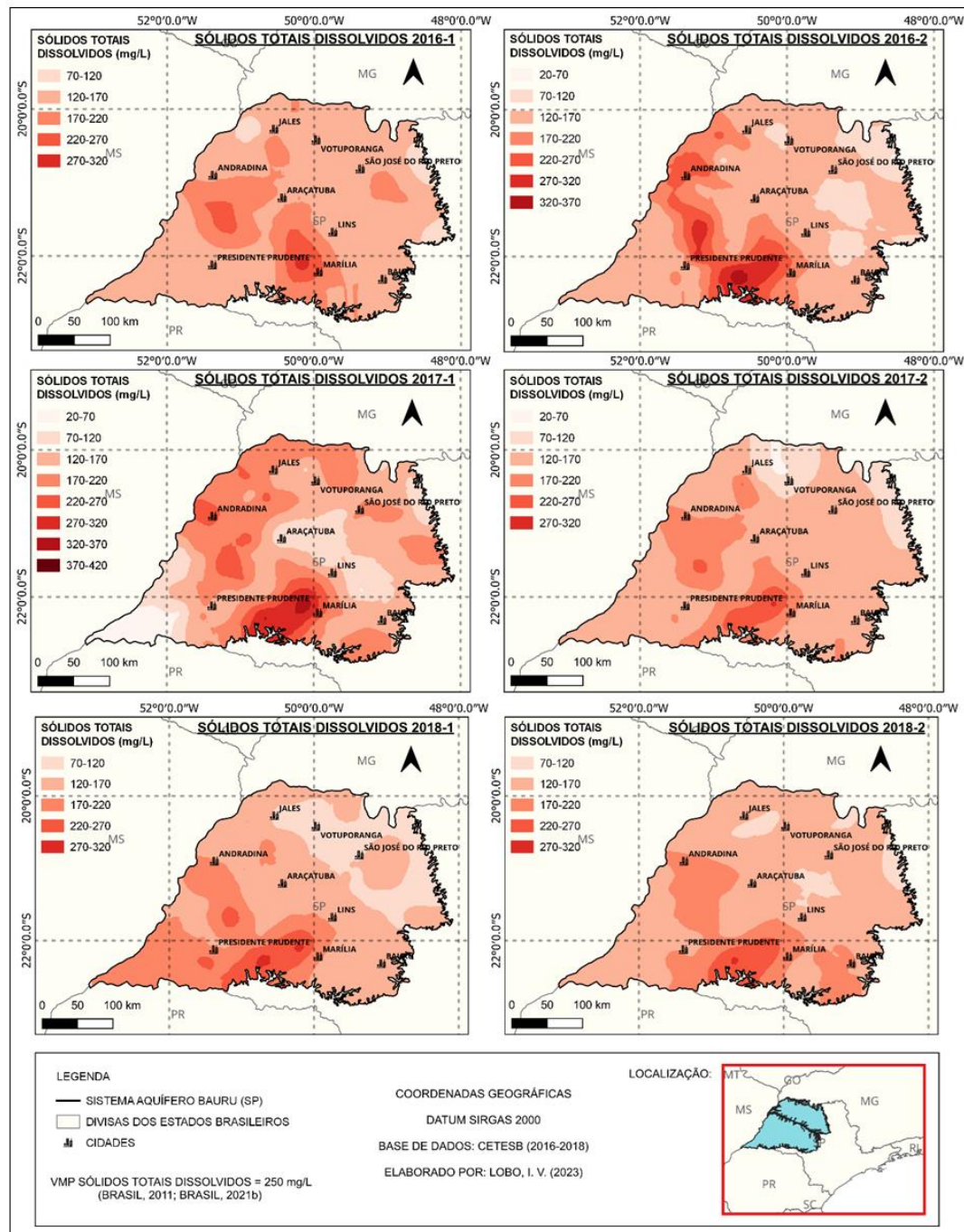


Figura 4. Mapas de concentrações de Sólidos Totais Dissolvidos ($\mu\text{g/L}$) para os anos de 2016 a 2018.

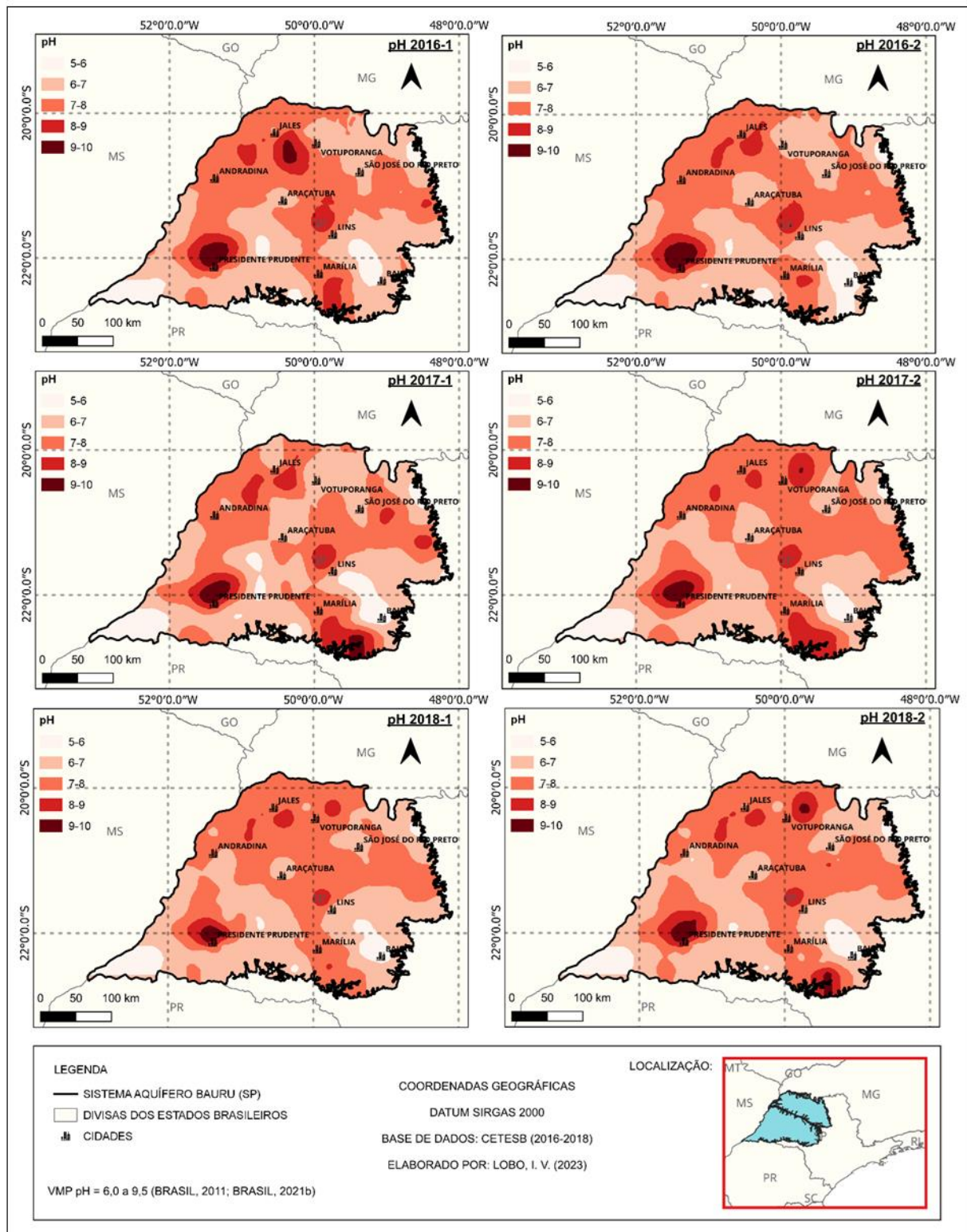


Figura 5. Mapas de variações de pH para os anos de 2016 a 2018.

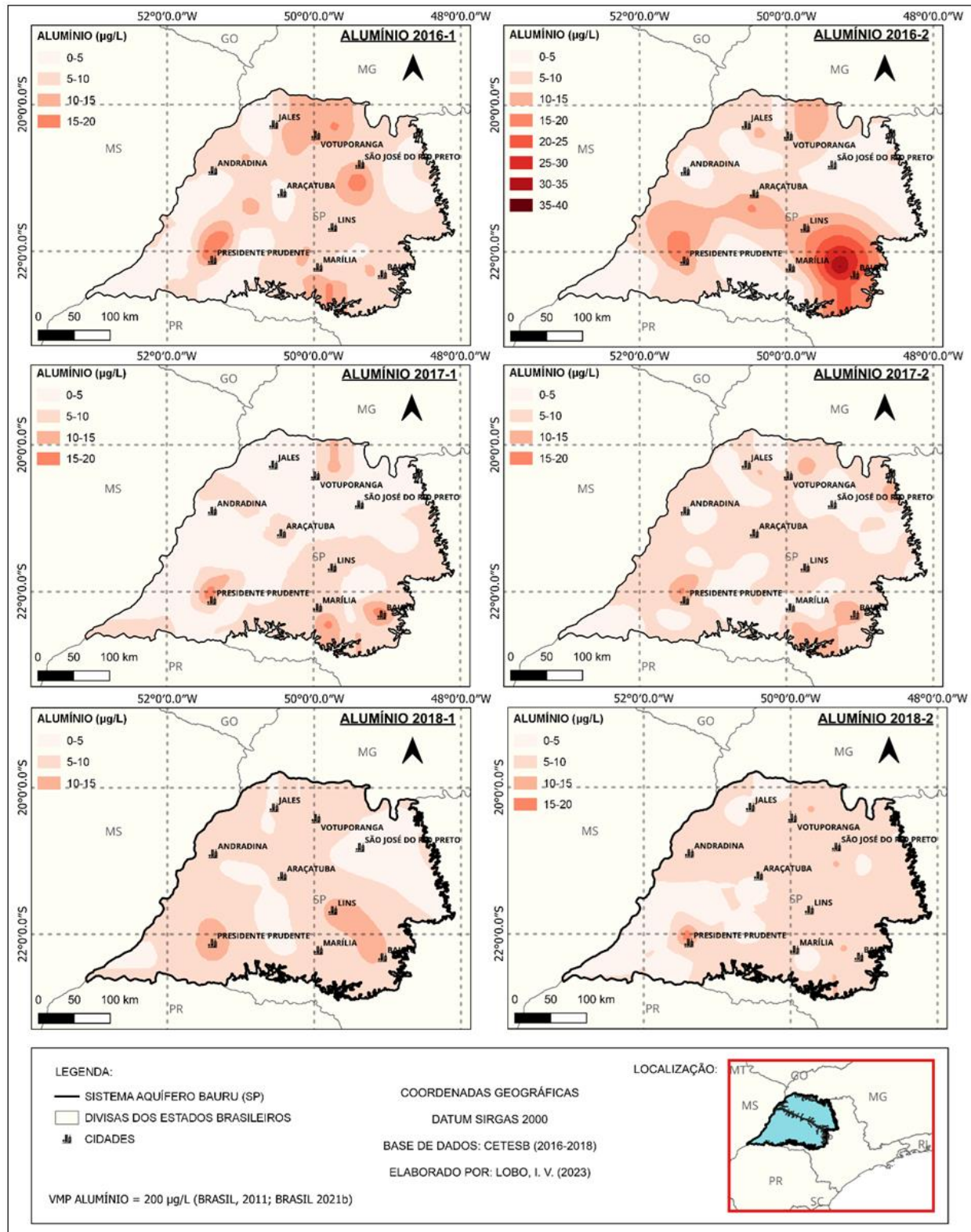


Figura 6. Mapas de concentrações do Alumínio (µg/L) para o período de 2016 a 2018

Análise de correlações e modelagem

A correlação linear foi realizada pela matriz de correlação de Pearson (Tabela 3 e Tabela 4), sendo que os parâmetros que apresentaram um

coeficiente de correlação (r) maior ou igual a 0,5 foram considerados para os testes de modelagem.

A matriz de correlação de Pearson possibilita discernir, por meio de abordagens matemáticas, a extensão da influência ou

semelhança no comportamento entre os atributos, examinando se, à medida que um atributo sofre alterações, o outro também apresenta um padrão linear e previsível (Costa et al., 2020).

Atendendo a esses critérios, foram observadas correlações positivas entre os parâmetros Cloreto e Sólidos Totais Dissolvidos e Condutividade Elétrica e Sólidos Totais Dissolvidos.

A expectativa de uma correlação positiva e significativa entre a condutividade elétrica e indicadores de aumento na carga iônica na água subterrânea é compreensível (Castro et al., 2014). Essa relação se deve ao fato de que a CE está intrinsecamente relacionada à presença de íons dissolvidos na água, explicando assim a forte associação com parâmetros que refletem a carga iônica.

A condutividade elétrica indica a capacidade da água natural de transmitir a corrente elétrica influenciada pela presença de substâncias dissolvidas que se dissociam em ânions e cátions (Braga et al., 2021), onde os íons predominantes nas águas subterrâneas incluem íons de cálcio (Ca^{2+}), magnésio (Mg^{2+}), sódio (Na^{+}), potássio (K^{+}), sulfato (SO_4^{2-}), cloreto (Cl^{-}) e bicarbonato (HCO_3^{-}), derivados dos principais minerais formadores das rochas como os silicatos, carbonatos, sulfatos e cloretos, que contribuem para a composição natural das águas subterrâneas (Mestrinho, 2005).

Nesse contexto, a maioria dos sólidos totais dissolvidos na água consistem em sais inorgânicos e materiais dissolvidos, onde em ambientes naturais incluem ânions como

carbonatos, cloretos, sulfatos e nitratos, além de cátions como sódio, potássio, cálcio e magnésio (Braga et al., 2021).

Gomes & Cavalcante (2017) encontraram correlações positivas com coeficientes de correlação (r) superiores a 0,5 em águas subterrâneas de Fortaleza-CE. Essas correlações foram observadas entre condutividade elétrica e sólidos totais dissolvidos, assim como entre sólidos totais dissolvidos e cloreto.

No Sistema Aquífero Bauru, Voltera (2022) identificou correlações positivas entre a CE e SD durante o primeiro e segundo semestre de 2015, com coeficientes de correlação superiores a 0,65. O autor também constatou correlações positivas entre Sólidos Totais Dissolvidos e Cloreto.

Esses resultados confirmam as descobertas realizadas por Marques (2018) ao investigar esses mesmos parâmetros durante os anos de 2010 a 2012 no SAB, o autor também encontrou correlações positivas entre Cloreto e Sólidos Totais Dissolvidos, e entre a Condutividade Elétrica e Sólidos Totais Dissolvidos, assim como o presente estudo.

As correlações consideradas significativas foram escolhidas para modelagem por meio de regressão.

Os gráficos representativos da modelagem por regressão na Figura 7 representam o comportamento dos parâmetros da qualidade da água subterrânea analisados. Os modelos ajustados aos dados fornecem uma equação de aplicação prática em estimativas futuras, validadas pelo coeficiente de determinação R^2 .

Tabela 3 Matriz de correlação entre os parâmetros de qualidade da água no Sistema Aquífero Bauru para o verão: coleta da Água (março 2016, março 2017, março 2018).

Atrib.	Al16	Al17	Al18	CE16	CE17	CE18	Cl16	Cl17	Cl18	pH16	pH17	pH18
CE16	0,13											
CE17		0,16										
CE18			-0,02									
Cl16	-0,20			0,47								
Cl17		0,06			0,44							
Cl18			-0,18			0,54						
pH16	0,55			0,42			-0,33					
pH17		0,28			0,47			-0,28				
pH18			0,17			0,38			-0,25			
SD16	-0,03			0,83			0,59			0,08		
SD17		0,14			0,92			0,47			0,30	
SD18			-0,08			0,83			0,66			-0,13

Atrib. = Atributos, Al= Alumínio, CE= Condutividade Elétrica, Cl= Cloreto, SD= Sólidos Totais Dissolvidos, seguidos do respectivo ano.

Tabela 4 Matriz de correlação entre os parâmetros de qualidade da água no Sistema Aquífero Bauru para o inverno: coleta da Água (setembro 2016, setembro 2017, setembro 2018).

Atrib.	Al16	Al17	Al18	CE16	CE17	CE18	Cl16	Cl17	Cl18	pH16	pH17	pH18
CE16	0,17											
CE17		0,03										
CE18			0,09									
Cl16	0,01			0,49								
Cl17		-0,23			0,47							
Cl18			0,11			0,48						
pH16	0,13			0,41			-0,25					
pH17		0,34			0,45			-0,27				
pH18			0,20			0,49			-0,25			
SD16	0,14			0,80			0,51			0,06		
SD17		-0,25			0,88			0,57			-0,08	
SD18			-0,08			0,90			0,66			-0,07

Atrib. = Atributos, **Al**= Alumínio, **CE**= Condutividade Elétrica, **Cl**= Cloreto, **SD**= Sólidos Totais Dissolvidos, seguidos do respectivo ano.

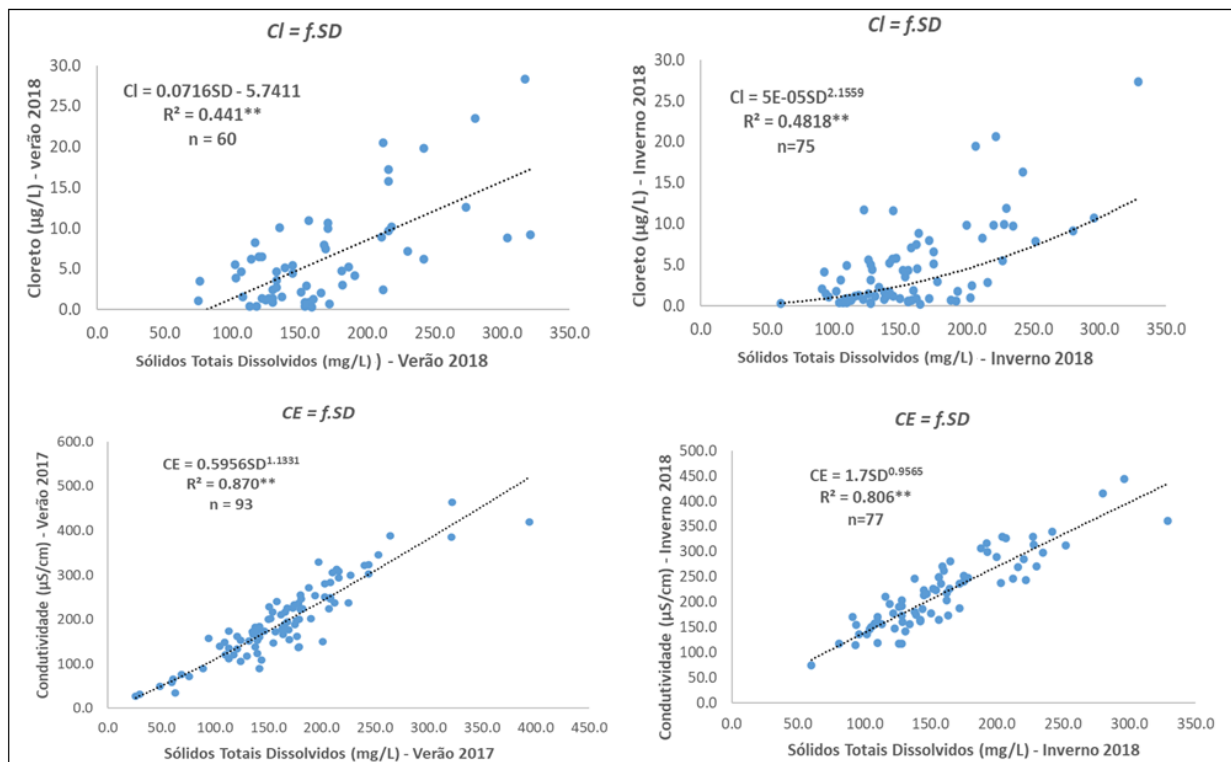


Figura 7. Ajuste das modelagens para as principais correlações observadas entre os parâmetros de qualidade da água no SAB nos períodos de verão e inverno; ** = Valores significativos, $p < 0,01$.

A utilização desse método traz benefícios significativos para o monitoramento ambiental, oferecendo uma abordagem eficiente e prática na avaliação da qualidade da água. Esse enfoque é

especialmente útil quando a análise direta de um parâmetro é complexa, dispendiosa ou demorada.

Simplificando o processo de análise, torna-se possível prever mudanças em um parâmetro com base nas variações observadas em outro.

Ao compreender a relação entre esses parâmetros, os responsáveis pela gestão ambiental e qualidade das águas subterrâneas podem antecipar problemas, implementar medidas preventivas e otimizar recursos.

Conclusões

Os resultados expressos pela estatística descritiva demonstram uma elevada variabilidade dos dados analisados com CV variando entre 13,50 e 163,74. No que se refere a geoestatística, todos os períodos e parâmetros de qualidade da água subterrânea analisados apresentaram dependência espacial com ADE variando de 74,9% a 100%, e consistentes ajustes semivariográficos com coeficiente de determinação espacial (R^2) variando entre 0,872 e 0,989, e alcance de 46,94 a 99,6, resultando em apreciáveis mapas por krigagem com boas correlações entre valores observados e estimados. Os coeficientes de correlação (r) observados ficaram entre 0,522 e 0,786. A partir da observação dos mapas foi identificado que a sazonalidade (verão e inverno) pode representar um fator de influência para o comportamento das concentrações entre alguns dos parâmetros de qualidade avaliados.

A correlação linear entre os parâmetros de qualidade da água demonstraram apreciáveis interações entre Cl e SD, e CE e SD. Na aplicação prática, essas correlações podem ser utilizadas para determinar variações de parâmetros mais complexos por meio de outros de mais fácil determinação. O uso desse método traz vantagens significativas para o monitoramento ambiental, simplificando o processo, reduzindo tempo e custos para as análises.

Agradecimentos

A Universidade Virtual do Estado de São Paulo (UNIVESP) pela bolsa concedida.

Referências

- Andrade, T. S., Montenegro, S. M., Montenegro, A. A., & Rodrigues, D. F. (2012). Variabilidade espaço-temporal da condutividade elétrica da água subterrânea na região semiárida de Pernambuco. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, 16, 496-504. <http://dx.doi.org/10.1590/s1415-43662012000500005>.
- Balacco, G., Fiorese, G. D., & Alfio, M. R. (2023). Assessment of groundwater nitrate pollution using the Indicator Kriging approach. *Groundwater For Sustainable Development*, 21, 1-12. <http://dx.doi.org/10.1016/j.gsd.2023.100920>.
- Bertolo, R. A., Hirata, R., & Aly Junior, O. (2019). Método de Valoração da Água Subterrânea Impactada por Atividades Contaminantes no Estado de São Paulo. *Águas Subterrâneas*, 33(3), 303-313. <https://doi.org/10.14295/ras.v33i3.29479>
- Bodrud-Doza, M., Bhuiyan, M. A. H., Islam, S. D. U., Quraishi, S. B., Muhib, M. I., Rakib, M. A., & Rahman, M. S. (2019). Delineation of trace metals contamination in groundwater using geostatistical techniques: A study on Dhaka City of Bangladesh. *Groundwater for Sustainable Development*, 9, 100212. <https://doi.org/10.1016/j.gsd.2019.03.006>
- Braga, E. D. A. S., de Aquino, M. D., Rocha, C. M. S., dos Santos Mendes, L. S. A., & Salgueiro, A. R. G. N. L. (2021). Classificação da água subterrânea com base nos sólidos totais dissolvidos estimado. *Águas Subterrâneas*, 35(2). <http://dx.doi.org/10.14295/ras.v35i2.30051>.
- Braga, E. de A. S., Aquino, M. D. de ., Rocha, C. M. S. ., Mendes, L. S. A. dos S. ., & Salgueiro, A. R. G. N. L. . (2021). Classificação da água subterrânea com base nos sólidos totais dissolvidos estimado. *Águas Subterrâneas*, 35(2). <https://doi.org/10.14295/ras.v35i2.30051>
- Campos, J. C. V., Gastmans, D., & Santarosa, L. V. (2023). Utilização do GRACE no cálculo da recarga das águas subterrâneas no Sistema Aquífero Bauru na Bacia do Rio São Jerônimo - Triângulo Mineiro. *Águas Subterrâneas*, 37(2), 1-10. <http://dx.doi.org/10.14295/ras.v37i2.30168>.
- Campos, J. C. V., Gastmans, D., Santarosa, L. V., & Betancur, S. B. (2018). Gestão integrada dos recursos hídricos na área de ocorrência do Sistema Aquífero Bauru. In: *Anais XX Congresso Brasileiro de Águas Subterrâneas*, Campinas. <https://aguassubterraneas.abas.org/asubterranea/s/issue/view/1326>
- Canato, H. M., Conceição, F. T., Hamada, J., Moruzzi, R. B., & Navarro, G. R. B. (2014). Caracterização hidrogeoquímica do aquífero adamantina na área urbana de Bauru, SP. *Ciência & Engenharia*, 23(2), 39-47. <https://doi.org/10.14393/19834071.2014.24758>
- Cappi, N., dos Santos, T. M. B., de Oliveira, A. A., Pinto, A. L., & Ayac, L. R. (2010). Avaliação sazonal da qualidade das águas subterrâneas da Bacia do Córrego Fundo, Aquidauana-MS. *Geosul*, 26(50), 151-174.

- <http://dx.doi.org/10.5007/2177-5230.2010v26n50p151>
- Castro, J., Júnior, B. R., Pontes, A., & Morales, G. (2014). Potabilidade das águas subterrâneas para o consumo humano na área do polo industrial de Barcarena-Pará. *Enciclopédia Biosfera*, 10(19). <https://conhecer.org.br/ojs/index.php/biosfera/article/view/2514>
- Companhia Ambiental do Estado de São Paulo. (2019). CETESB: Qualidade das águas subterrâneas no Estado de São Paulo 2016-2018. <https://cetesb.sp.gov.br/aguas-subterraneas/publicacoes-e-relatorios/>
- Companhia Ambiental do Estado de São Paulo. (2022). CETESB: Qualidade das águas subterrâneas no Estado de São Paulo 2019-2021. <https://cetesb.sp.gov.br/aguas-subterraneas/publicacoes-e-relatorios/>
- Costa, C. T. F., Bezerra, J. E. C. D., de Paula Filho, F. J., Firmino, P. R. A., & de Souza, R. B. (2020). Análise multivariada aplicada ao estudo hidroquímico das águas subterrâneas na bacia sedimentar do Araripe-CE. *Águas Subterrâneas*, 34(2). <https://doi.org/10.14295/ras.v34i2.29874>
- Cressie, N. A. C. (1991). *Statistics for spatial data*. New York, John Wiley & Sons, 920p.
- Curzio, D., Rusi, S., & Signanini, P. (2019). Advanced redox zonation of the San Pedro Sula alluvial aquifer (Honduras) using data fusion and multivariate geostatistics. *Science of the Total Environment*, 695, 1-15. <http://dx.doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.133796>
- Diniz, C. C. M., Rios, E. N. G., Iasbik, E. N. A., Oliveira, E. P. V., & Monte-Mor, R. C. A. (2023). Desafios na gestão das águas subterrâneas no município de Sete Lagoas – MG. *Research, Society And Development*, 12(4), 1-12. <https://doi.org/10.33448/rsd-v12i4.40887>
- Ferreira, I. O., Santos, G. D., & Rodrigues, D. D. (2013). Estudo sobre a utilização adequada da krigagem na representação computacional de superfícies batimétricas. *Revista Brasileira de Cartografia*, 65(5), 831-842. <http://dx.doi.org/10.14393/rbcv65n5-43864>
- Figueiredo Filho, D. B., & Silva Júnior, J. A. (2009). Desvendando os Mistérios do Coeficiente de Correlação de Pearson (r). *Revista Política Hoje*, 18(1), 115-146. <https://periodicos.ufpe.br/revistas/politica/hoje/article/view/3852>
- Fundação Nacional de Saúde. (2014). FUNASA: Manual de controle da qualidade da água para técnicos que trabalham em ETAS. <https://repositorio.funasa.gov.br/handle/123456789/491>
- Gharbia, A. S., Gharbia, S. S., Abushbak, T., Wafi, H., Aish, A., Zelenakova, M., & Pilla, F. (2016). Groundwater quality evaluation using GIS based geostatistical algorithms. *Journal of Geoscience and Environment Protection*, 4(2), 89-103. <http://dx.doi.org/10.4236/gep.2016.42011>
- Gomes, M. da C. R., & Cavalcante, I. N. (2017). Aplicação da análise estatística multivariada no estudo da qualidade da água subterrânea. *Águas Subterrâneas*, 31(1), 134-149. <https://doi.org/10.14295/ras.v31i1.28617>
- Gonçalves, M. V. P., Cruz, M. J. M., Santos, R. A., Alencar, C. M. M., Luz da Porciúncula, D. C., & Ramos Junior, A. B. S. (2022). Comportamento sazonal dos níveis do fluoreto nas águas subterrâneas (2010 a 2012) e riscos à saúde bucal em Serra do Ramalho, Bahia (BR). *Concilium*, 22(4), 44-63. <http://dx.doi.org/10.53660/clm-291-306>
- Grott, S. L., Façanha, E. B., Furtado, R. N., Cunha, H. F. A., & Cunha, A. C. D. (2018). Variação espaço-sazonal de parâmetros da qualidade da água subterrânea usada em consumo humano em Macapá, Amapá, Brasil. *Engenharia Sanitária e Ambiental*, 23, 645-654. <https://doi.org/10.1590/S1413-41522018162018>
- Hirata, R. C. A., Suhogusoff, A., Marcellini, S. S., Villar, P. C. & Marcellini, L. (2019). As águas subterrâneas e sua importância ambiental e socioeconômica para o Brasil, Instituto de Geociências. <https://doi.org/10.11606/9788563124074>
- Hossain, M., & Patra, P. K. (2020). Contamination zoning and health risk assessment of trace elements in groundwater through geostatistical modelling. *Ecotoxicology And Environmental Safety*, 189, 2-11. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecoenv.2019.110038>
- Instituto de Meio Ambiente de Mato Grosso do Sul (2021). IMASUL: Diretoria de Desenvolvimento. Relatório de qualidade de águas superficiais de Mato Grosso do Sul, 10, 65-107. <https://www.imasul.ms.gov.br/relatorios-de-monitoramento-da-qualidade-das-aguas-subterraneas-de-ms/>

- Iritani, M. A., & Ezaki, S. (2012). As águas subterrâneas do Estado de São Paulo. In *As águas subterrâneas do Estado de São Paulo* (pp. 1-104). <https://smastr16.blob.core.windows.net/publicacoes/2016/12/01-aguas-subterraneas-2012.pdf>
- Islam, K. I. (2023). Predicting areal extent of groundwater contamination through geostatistical methods exploration in a data-limited rural basin. *Groundwater For Sustainable Development*, 23, 1-21. <http://dx.doi.org/10.1016/j.gsd.2023.101043>.
- Lima, C. G. da R., Lollo, J. A., Bacani, V. M., & Costa, N. R. (2020). Variabilidade espaçotemporal das águas subterrâneas do aquífero Bauru impróprias para o consumo humano: concentrações de Bário, Crômio Total e Vanádio. *Pesquisas em Geociências*, 47(2), e096380. <https://doi.org/10.22456/1807-9806.108582>.
- Lobo, I. V., Tercini, O. T., Di Lollo, J. A., & da Rocha Lima, C. G. (2023). Spatial and Temporal Variability of Groundwater Quality Parameters in the Bauru Aquifer System (São Paulo State, Brazil). *Anuário do Instituto de Geociências*, 46. <https://doi.org/10.11137/1982-3908.2023.46.53748>
- Lundgren, W. J. C., Silva, J. A. A. D., & Ferreira, R. L. C. (2017). A precisão da estimativa do erro da krigagem pela validação cruzada. *Floresta e Ambiente*, 24, 1-12. <https://doi.org/10.1590/2179-8087.124114>
- Mälicke, M., Guadagnini, A., & Zehe, E. (2023). SciKit-GStat Uncertainty: A software extension to cope with uncertain geostatistical estimates. *Spatial Statistics*, 54, 100737. <https://doi.org/10.1016/j.spasta.2023.100737>
- Marques, S. M. (2018). Análise espacial e temporal de parâmetros de qualidade das águas do Aquífero Bauru de 2010 a 2012. [Dissertação de mestrado, Universidade Estadual Paulista, São Paulo]. <http://hdl.handle.net/11449/157076>
- Marques, S. M., & Lima, C. G. R. (2017). Análise da Variação Espacial do Parâmetro pH no Aquífero Bauru nos anos 2010, 2011 e 2012. *Periódico Eletrônico Fórum Ambiental Da Alta Paulista*, 13(4). <https://doi.org/10.17271/1980082713420171700>
- Martins Alexandre, L., Meneses de Brito, A. P., de Melo Santos, Í. M., Barbosa da Silva, F. D., Gomes de Sousa, G., & da Silva Nogueira, R. (2021). Espacialização da qualidade da água subterrânea destinada a irrigação na Comunidade Agrícola de Barreiros, Aratuba-CE. *Revista Brasileira de Agricultura Irrigada-RBAI*, 15(1). <https://inovagri.org.br/revista/index.php/rbai/article/view/1198>
- Masoud, A. A., El-Horiny, M. M., Atwia, M. G., Gmail, K. S., & Koike, K. (2018). Assessment of groundwater and soil quality degradation using multivariate and geostatistical analyses, Dakhla Oasis, Egypt. *Journal of African Earth Sciences*, 142, 64-81. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jafrearsci.2018.03.009>.
- Mestrinho, S. S. P. (2005). Qualidade de águas subterrâneas e hidrogeoquímica para o agronegócio. In: *Anais XIV Encontro Nacional de Perfuradores de Poços e II Simpósio de Hidrogeologia do Sudeste*, Ribeirão Preto. <https://aguassubterraneas.abas.org/asubterranea/article/view/23234>
- Montenegro, S. M. G. L., Montenegro, A. D. A., Mackay, R., & Oliveira, A. D. (2003). Dinâmica hidro-salina em aquífero aluvial utilizado para agricultura irrigada familiar em região semiárida. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, 8(2), 85-92. <http://dx.doi.org/10.21168/rbrh.v8n2.p85-92>.
- Moreira, E. V., Tavares Filho, G. S., Oliveira, F. F. de., Pereira Júnior, F. A., Araújo, C. A. de S., & Matias, S. S. R. (2020). Spatiality of groundwater chemical attributes in the municipality of Granito, PE. *Research, Society and Development*, 9(12), e10091210779. <https://doi.org/10.33448/rsd-v9i12.10779>
- Open Source Geospatial Foundation. (2023). *OSGeo: QGIS geographic information system*. QGIS Association. <https://qgis.org/pt-BR/site/index.html>
- Panagiotou, C. F., Kyriakidis, P., & Tziritis, E. (2022). Application of geostatistical methods to groundwater salinization problems: A review. *Journal of Hydrology*, 615, 128566. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2022.128566>
- Pande, C. B., & Moharir, K. (2018). Spatial analysis of groundwater quality mapping in hard rock area in the Akola and Buldhana districts of Maharashtra, India. *Applied Water Science*, 8, 1-17. <http://dx.doi.org/10.1007/s13201-018-0754-2>.
- Pelissari, A., Caldeira, S. F., Drescher, R., & Santos, V. (2012). Modelagem geoestatística da dinâmica espacial da altura dominante de Tectona grandis Lf (TECA). *Enciclopédia Biosfera*, 8(15). <https://www.conhecer.org.br/ojs/index.php/biosfera/article/view/3696>

- Portaria GS/MS nº 888, de 04 de maio de 2021. (2021, 04 de maio). Altera o Anexo XX da Portaria de Consolidação GM/MS nº 5, de 28 de setembro de 2017, para dispor sobre os procedimentos de controle e de vigilância da qualidade da água para consumo humano e seu padrão de potabilidade. Diário Oficial da União. https://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2021/prt0888_07_05_2021.html
- Portaria nº 2.914, de 12 de dezembro de 2011. (2011, 12 de dezembro). Dispõe sobre os procedimentos de controle e de vigilância da qualidade da água para consumo humano e seu padrão de potabilidade. Diário Oficial da União. https://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2011/prt2914_12_12_2011.html
- Rashid, A., Ayub, M., Javed, A., Khan, S., Gao, X., Li, C., Ullah, Z., Sardar, T., Muhammad, J. & Nazneen, S. (2021), Potentially harmful metals, and health risk evaluation in groundwater of Mardan, Pakistan: Application of geostatistical approach and geographic information system. *Geoscience Frontiers*, 12(3), 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.gsf.2020.12.009>
- Reginato, P. A. R., Sanferari, A., Athayde, G. B., Bortolin, T. A., Leão, M. I., Schwanck, F., & Klein, M. A. (2021). Análise da influência de fraturas, da precipitação e da produção de poços no pH e na condutividade elétrica (CE) das águas subterrâneas do Sistema Aquífero Serra Geral (SASG), na região nordeste do estado do Rio Grande do Sul. *Pesquisas em Geociências*, 48(2). <http://dx.doi.org/10.22456/1807-9806.103908>.
- Rêgo, A., Bezerra, J., & Pinto Filho, J. (2020). Modelagem espacial da qualidade da água nas comunidades rurais da Chapada do Apodi – RN. *Revista Brasileira De Geografia Física*, 13(4), 1819–1834. <https://doi.org/10.26848/rbgf.v13.4.p1819-1834>
- Reis, T. E. S., Reis, L. C., & Andrade, D. C. (2023). Landscape dynamics and spatial correlation of forest fragments by Kriging: Dinâmica da paisagem e correlação espacial de fragmentos florestais por meio de Krigagem. *Concilium*, 23(3), 1021-1030. <https://doi.org/10.53660/CLM-950-23B84>
- Ricardi, A. M.; & Lima, C. G. R. (2021). Variabilidade espacial e temporal da erosividade das chuvas (EI30) no estado de São Paulo, Brasil. *Geociências*, 40(4), 965-985. <https://doi.org/10.5016/geociencias.v40i04.15492>
- Robertson, G. P. (2004). *GS+: Geoestistics for the environmental sciences (GS+ User's Guide)*. Plainwell, Gamma Desing Software, 176p.
- Rocha, C. H. B., & Pereira, A. M. (2016). Análise multivariada para seleção de parâmetros de monitoramento em manancial de Juiz de Fora, Minas Gerais. *Revista Ambiente & Água*, 11, 176-187. <http://dx.doi.org/10.4136/ambi-agua.1590>.
- Rocha, J. M. L., dos Santos, A. C., de Oliveira, D. G., Júnior, O. S., da Silva, E. G., & Ferreira, C. L. S. (2017). Dinâmica espacial dos parâmetros físicos e químicos da água em viveiros de piscicultura. *Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável*, 12(3), 602-606. <http://dx.doi.org/10.18378/rvads.v12i3.4844>.
- Romagnoli, I., & Manzionw, R. L. (2018), Mapeamento da vulnerabilidade das águas subterrâneas e riscos de contaminação na região do Pontal do Paranapanema (UGRHI - 22), *Brazilian Journal of Biosystems Engineering*, 12, 307-326. <https://doi.org/10.18011/bioeng2018v12n3p307-326>
- Sousa, R. G. D., Freitas, A. S. D., Oliveira, A. S. D., & Silva, H. R. (2022). Mapeamento da distribuição espacial da qualidade da água em função do uso e da ocupação do solo e da precipitação na Bacia do Rio Pará, MG. *Engenharia Sanitaria e Ambiental*, 27, 817-829. <https://doi.org/10.1590/S1413-415220200369>
- Stradioto, M. R., & Chang, H. K. (2020). Sandstone Diagenesis of the Bauru Group in the Sao Paulo State. *Ciência E Natura*, 42, e88. <https://doi.org/10.5902/2179460X42694>
- Stradioto, M. R., Teramoto, E. H. & Chang, H. K. (2019), 'Nitrato em águas subterrâneas do Estado de São Paulo, *Revista do Instituto Geológico*, 40(3), 1-12. <https://doi.org/10.33958/revig.v40i3.672>
- Stradioto, M. R., Teramoto, E. H., & Chang, H. K. (2020) Rock-solute reaction mass balance of water flowing within an aquifer system with geochemical stratification. *Applied Geochemistry*, 123, 1-13. <http://dx.doi.org/10.1016/j.apgeochem.2020.104784>
- Vicente, G. Z., Lima, C. G. R., & Marques, S. M. (2018). Variabilidade espacial e temporal do Nitrato e Cloreto no Sistema Aquífero Bauru, estado de São Paulo. *Águas Subterrâneas*, 32(3), 295-306. <https://doi.org/10.14295/ras.v32i3.29099>

- Voltera, P. H. (2022). Correlação linear entre parâmetros de qualidade das águas em diferentes aquíferos no estado de São Paulo, Brasil. [Dissertação de mestrado, Universidade Estadual Paulista, São Paulo]. <http://hdl.handle.net/11449/217814>
- Wollenhaupt, N. C. , Mulla, D. J. , & Gotway Crawford, C. A. (1997). Soil sampling and interpolation techniques for mapping spatial variability of soil properties. In. Pierce, F. J., Sadler, E. J. (Eds), The state of site specific management for agriculture (Cap. 2, p. 19-53) ASA-CSSA-SSSA. <https://doi.org/10.2134/1997.stateofsitespecific.c2>
- Yamamoto, J. K., & Landim, P. M. B. (2013). Geoestatística: conceitos e aplicações. São Paulo: Oficina de Textos, 215 p.
- Zakeri, F., & Mariethoz, G. (2021). A review of geostatistical simulation models applied to satellite remote sensing: methods and applications. Remote Sensing of Environment, 259, 1-21. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2021.112381>