

doi:10.3969/j.issn.1671-3168.2023.03.004

1992—2021年抚仙湖海口水生态环境指标 COD_{Mn} 变化趋势及影响因素研究

贺克雕

(云南省水文水资源局, 云南 昆明 650106)

摘要:为探明水生态环境指标——高锰酸盐指数突变特征、变化趋势及其影响因素,采用 Mann-Kendall 检验法对高锰酸盐指数变化趋势、突变特征进行研究,运用 SPSS 软件分析主要水文要素和经济社会指标与高锰酸盐指数的关系。结果表明,1992—2021 年,抚仙湖海口断面高锰酸盐指数总体呈显著上升趋势,年均上升 0.027 mg/L,近年浓度接近 2.0 mg/L。高锰酸盐指数在研究时段内发生 3 次突变,1994 年、1996 年突变不显著,2021 年突变极其显著。抚仙湖水位经历了上升、平稳、下降、上升、下降的变化过程,多年平均蒸发量约为多年平均降水量的 1.4 倍,蒸降比高时水位呈下降趋势。流域人口密度、蒸发量、水位可解释抚仙湖海口断面高锰酸盐指数变化的 65.0%,人口密度、蒸发量与海口断面高锰酸盐指数呈正相关,水位与海口断面高锰酸盐指数呈负相关。流域人口密度、蒸发量、水位是海口断面高锰酸盐指数的主要影响因子,人口密度的影响程度最大。

关键词:水生态环境指标;高锰酸盐指数(COD_{Mn});突变趋势;水文要素;蒸降比;抚仙湖海口

中图分类号:X171.5;X524 文献标识码:A 文章编号:1671-3168(2023)03-0019-06

引文格式:贺克雕. 1992—2021 年抚仙湖海口水生态环境指标 COD_{Mn} 变化趋势及影响因素研究[J]. 林业调查规划, 2023, 48(3): 19-24. doi:10.3969/j.issn.1671-3168.2023.03.004

HE Kediao. Trend and Influence Factors of COD_{Mn} at Haikou Section of Fuxian Lake from 1992 to 2021[J]. Forest Inventory and Planning, 2023, 48(3): 19-24. doi:10.3969/j.issn.1671-3168.2023.03.004

Trend and Influence Factors of COD_{Mn} at Haikou Section of Fuxian Lake from 1992 to 2021

HE Kediao

(Yunnan Hydrology and Water Resources Bureau, Kunming 650106, China)

Abstract: In order to study the mutation characteristics, trend and influence factors of COD_{Mn} , the Mann-Kendall test was used to study the trend and mutation characteristics of COD_{Mn} , and the relationship between main hydrological factors, economic and social indicators and COD_{Mn} was analyzed by SPSS software. The results showed that COD_{Mn} at Haikou section of Fuxian Lake showed a significant increasing trend, with an average annual increase of 0.027 mg/L from 1992 to 2021, and the concentration was close to 2.0 mg/L in recent years. COD_{Mn} mutated three times during the study period, with insignificant mutation in 1994 and 1996, and extremely significant mutation in 2021. The water level of Fuxian Lake experienced a changing process of rising, leveling off, falling, rising and falling. The average annual evaporation was about 1.4 times of average annual precipitation, and the water level showed a decreasing trend when the evapora-

收稿日期:2022-04-04.

第一作者:贺克雕(1983-),女,贵州盘州人,博士,高级工程师。从事水环境水生态监测及研究。Email:14204254@qq.com

tion-precipitation ratio was high. Population density, evaporation and water level can explain 65.0% of the variation of COD_{Mn} at Haikou section of Fuxian Lake. Population density and evaporation are positively correlated with COD_{Mn} , while water level is negatively correlated with COD_{Mn} . Population density, evaporation and water level are the main influence factors. The greatest one is population density.

Key words: water ecological environment indicators; COD_{Mn} ; mutation trend; hydrological elements; evaporation-precipitation ratio; Haikou section of Fuxian Lake

抚仙湖是深水型湖泊,换水周期长,处于中龄化阶段,湖容和平均水深位列云南省湖泊之首^[1]。湖泊长期保持 I 类水质,近几年水位持续下降,部分主要水生态环境指标浓度呈上升趋势,对湖泊稳定保持 I 类水质造成威胁,对抚仙湖生态安全产生潜在影响。抚仙湖水生态环境质量好坏直接关乎珠江流域的可持续发展。高锰酸盐指数(COD_{Mn})是反映水体中有机污染物和无机可氧化物质污染程度的常用指标,高锰酸盐指数越高,水体受有机污染程度越大,是备受关注的水质指标之一。近年来,抚仙湖海口断面的高锰酸盐指数已逼近 I 类标准限值 2 mg/L,有超 I 类的风险,因此,探究高锰酸盐指数变化趋势及其影响因素,对抚仙湖的生态环境保护具有重要意义。很多学者开展了高锰酸盐指数相关研究。兰静等^[2]分析了 2004 年以来长江中下游干流水体高锰酸盐指数的时空变化,得出研究区域各江段高锰酸盐指数浓度受沿程点面源、水文因素等影响变化较大。刘乾甫等^[3]对西江干流高锰酸盐指数的变化特征及其与其他水质指标的关系进行了探究。何虎军等^[4]对南充市嘉陵江干流高锰酸盐指数和氨氮动态变化及影响因素的研究表明,环境条件的改变会对高锰酸盐指数产生影响。林兰钰等^[5]对全国地表水高锰酸盐指数污染特征进行分析,认为污染较重的断面与水资源短缺、高锰酸盐指数接纳量高有直接关系。目前,关于高锰酸盐指数的研究一部分集中在分布特征、时空变化、与其他水质指标的相关性等方面,更多的是关于高锰酸盐指数的测定^[6-9],关于深水湖泊高锰酸盐指数变化趋势以及从水文要素、经济社会指标等角度探究对其变化的影响的文献报道较少。本文拟以抚仙湖海口断面为研究对象,探究高锰酸盐指数的突变特征、变化趋势及其影响因素,以期对抚仙湖生态环境保护、水资源管理提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

抚仙湖位于云南省玉溪市境内,跨澄江、江川和

华宁三县,距离省会昆明 60 km;抚仙湖流域地理位置为东经 102°45′~103°00′,北纬 24°17′~24°46′,为云南高原抬升过程中形成的断陷型深水湖泊,属珠江流域南盘江水系。抚仙湖片区处于滇中湖群五大湖泊(抚仙湖、星云湖、杞麓湖、阳宗海和滇池)的中心部位,东邻南盘江,南与星云湖相连,并与杞麓湖流域相隔,西望滇池流域,北接阳宗海流域。抚仙湖水深量大,为我国第二深淡水湖,蓄水量在淡水湖中排名第三,与上游相隔 2.5 km 的星云湖形成“姊妹湖”。抚仙湖湖岸线长 100.8 km,集水面积 674.69 km²。当湖面高程 1 722.5 m 时,水面面积 216.6 km²,相应湖泊蓄水量为 206.2 × 10⁸ m³,湖长约 31.4 km,湖最宽处约 11.8 km,最大水深 158.9 m,平均水深 95.2 m^[10]。有大小入湖河流 103 条,大多是间歇性的小山溪,流程短。海口河是历史上唯一的明河出水口,隔河是抚仙湖出流改道后的出湖河流之一,抚仙湖水经隔河泄入星云湖。抚仙湖流域水资源主要靠降雨地表径流补给。

1.2 数据来源

分析数据为 1992—2021 年抚仙湖海口断面水质监测数据;抚仙湖—星云湖流域内 11 个雨量站的逐年降水量;澄江海口站的逐年蒸发量和逐年平均水位。数据均来源于云南省水文水资源局。1992—2021 年人口和 GDP 数据来源于玉溪市统计年鉴。

1.3 研究方法

1.3.1 Mann-Kendall 检验法

Mann-Kendall 检验方法是一种非参数方法,样本不需要遵从一定的分布,也不受少数异常值的干扰,计算比较简便。采用 Mann-Kendall 检验法^[11-16]对抚仙湖海口高锰酸盐指数变化趋势和突变进行分析。

1) 趋势检验

Mann-Kendall 是关于观测值序列的秩次和时序的秩相关检验,而非数据本身,将时间序列数据 H_0 假设为 n 个独立的、随机变量同分布的样本($x_1, x_2, \dots, x_n$),计算检验统计量 S :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (1)$$

式中: $\text{sgn}(x_j - x_i)$ 为符号函数, 分别为 1、0、-1。当 $n > 8$, 数据系列服从独立且同分布的假设时, S 服从正态分布, 其均值为 0, 方差 $\text{Var}(S) = n(n-1)(2n-5)/18$ 。

统计值 Z 计算公式为:

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & S < 0 \end{cases} \quad (2)$$

对于给定的置信水平 α , 当 $|Z| < Z_{\alpha}/2$ 时, 序列趋势不显著; 当 $|Z| > Z_{\alpha}/2$ 时, 序列趋势显著。 $Z > 0$ 时, 序列呈上升趋势; $Z < 0$ 时, 序列呈下降趋势。当 $|Z|$ 大于等于 1.28、1.64 和 2.33 时, 表示分别通过置信度为 90%、95% 和 99% 的显著性检验。

衡量趋势大小的指标用倾斜度 β 表示, 计算公式为:

$$\beta = \text{median}[(x_j - x_i)/(j - i)] \quad (3)$$

$1 < i < j < n$

式中: median 表示中位数; β 为正值时表示上升趋势, β 为负值时表示下降趋势。

2) 突变分析

对具有 n 个样本量的时间序列 x 构造一秩序列:

$$S_k = \sum_{i=1}^k r_i \quad (4)$$

$$r_i = \begin{cases} 1, & x_i > x_j \\ 0, & j = 1, 2, \dots, i \end{cases}$$

秩序列 S_k 是第 i 时刻数值大于 j 时刻数值个数的累计数。在时间序列随机独立的假定下, 定义统计量:

$$\text{UF}_k = \frac{S_k - E(S_k)}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}} \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

式中: $\text{UF}_1 = 0$, $E(S_k)$; $\text{Var}(S_k)$ 为累计数 S_k 的均值和方差; $x_1, x_2, \dots, x_n$ 相互独立且有相同连续分布时, $E(S_k) = n(n+1)/4$, $\text{Var}(S_k) = n(n-1)(2n+5)/72$ 。

UF_i 为标准正态分布, 是按时间序列 x 顺序 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 计算出的统计量序列, 给定显著性水平 α , 查正态分布表, 若 $|\text{UF}_i| > U_{\alpha}$, 则表明序列存在明显的趋势变化。按时间序列 x 逆序 $x_n, x_{n-1}, \dots, x_1$, 再重复上述过程, 同时使 $\text{UB}_k = -\text{UF}_k$ ($k = n, n-1, \dots, 1$), $\text{UB}_1 = 0$ 。

绘制 UF_k 和 UB_k 曲线图, 若 UF_k 或 UB_k 的值大于 0, 序列呈上升趋势, 小于 0 则呈下降趋势。当其

超过临界直线时, 表明上升或下降趋势显著。超过临界线的范围确定为出现突变的时间区域。如果 UF_k 和 UB_k 两条曲线出现交点, 且交点在临界线之间, 那么交点对应的时刻便是突变开始的时间。给定 0.05 显著性水平及 0.01 极显著水平, 即 $U_{\alpha(0.05)} = \pm 1.96$, $U_{\alpha(0.01)} = \pm 2.58$, 突变趋势判别标准见表 1。

表 1 突变趋势判别标准

Tab. 1 Judgment criteria of the mutations

UF_k	$\text{UF}_k > 2.58$	$1.96 < \text{UF}_k < 2.58$	$0 < \text{UF}_k < 1.96$	$-1.96 < \text{UF}_k < 0$	$-2.58 < \text{UF}_k < -1.96$	$\text{UF}_k < -2.58$
突变趋势	极显著上升	显著上升	不显著上升	不显著下降	显著下降	极显著下降

1.3.2 高锰酸盐指数变化与影响因素的关系分析

选择多元线性回归模型来定量表达高锰酸盐指数与影响因子之间的联系及密切程度。多元线性回归的一般数学模型为:

$$y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_m \cdot x_m + c \quad (6)$$

式中: y 为因变量; x_j ($j = 1, 2, \dots, m$) 为 m 个不同的自变量; a 为截距; b_j ($j = 1, 2, \dots, m$) 为 m 个对应的回归系数; c 为随机误差, 一般假定其服从正态分布。

为了消除量纲不同和数量级的差异带来的影响, 进行多元回归前要对自变量和因变量进行标准化, 公式为:

$$Z = \frac{X - \bar{X}}{\sigma} \quad (7)$$

式中: Z 为标准值; X 为指标值; $\bar{X}$ 为算术平均值; σ 为标准差。

2 结果与分析

2.1 抚仙湖海口断面高锰酸盐指数变化趋势

从年际变化看, 抚仙湖海口断面高锰酸盐指数呈波动上升趋势, 1992 年的 0.96 mg/L 是研究时段内的最小值, 2005 年达到 I 类标准限值 2.0 mg/L, 之后稍有下降, 而后继续上升, 至 2013 年出现最大值 2.3 mg/L, 2013—2016 年均大于 2.0 mg/L, 单项水质指标评价均为 II 类, 2017—2021 年小于 2.0 mg/L, 但呈上升趋势, 接近 2.0 mg/L (图 1)。

对抚仙湖海口断面 1992—2021 年高锰酸盐指数进行 Mann-Kendall 趋势检验结果 (表 2) 显示, 高锰酸盐指数总体呈显著上升趋势, 统计值 Z 大于 2.33,

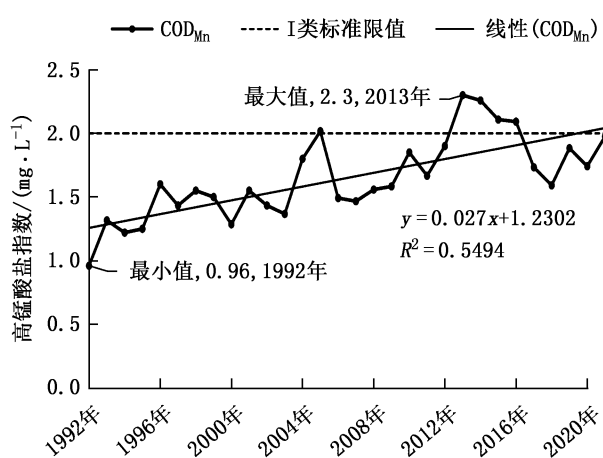


图 1 抚仙湖海口断面高锰酸盐指数年际变化

Fig. 1 Interannual variation of COD_{Mn} at Haikou section of Fuxian Lake

表 2 抚仙湖海口断面高锰酸盐指数 Mann-Kendall 趋势检验结果

Tab. 2 Mann-Kendall trend test results of COD_{Mn} at Haikou section of Fuxian Lake

指标	统计值 Z	P (双侧)	趋势	显著水平	β
COD_{Mn}	4.67	0.00	显著上升	0.01	0.027

通过了置信度为 99% 的显著性检验,说明高锰酸盐指数在 0.01 水平上显著上升。引入 Kendall 倾斜率 β 来估算趋势的变化幅度,研究时段内,抚仙湖海口断面的高锰酸盐指数年均上升 0.027 mg/L。

2.2 抚仙湖海口断面高锰酸盐指数突变分析

采用显著水平 ($\alpha=0.05$, UF_k 临界值为 ± 1.96) 与极显著水平 ($\alpha=0.01$, UF_k 临界值为 ± 2.58) 对高锰酸盐指数进行 Mann-Kendall 突变趋势分析,绘制 COD_{Mn} 正向统计量 UF_k 和反向统计量 UB_k 曲线图,突变分析结果(图 2)表明,高锰酸盐指数在研究时段内有 3 个突变点,1994 年开始突变,发生突变后高锰酸盐指数持续上升,1996 年发生第二次突变,这两次突变点均位于显著信度线 ($\alpha=0.05$) 之间,说明突变不显著;第二次突变后, UF_k 曲线持续上升,至 2004 年突破了 $\alpha=0.05$ 的临界值区域,2009 年突破了 $\alpha=0.01$ 的临界值区域,2021 年发生了第三次突变,这一突变点超出极显著信度线 $\alpha=0.01$ 的上限,表明突变极其显著。

2.3 抚仙湖主要水文要素变化特征

1992—2021 年,抚仙湖平均降水量 911.0 mm,最大年降水量为 1994 年的 1 301.6 mm,最小年降水

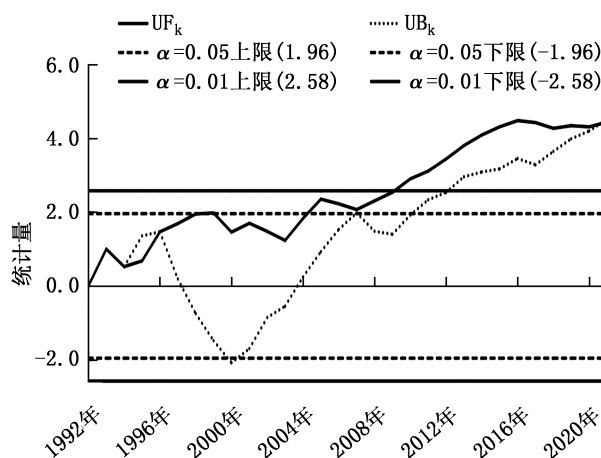


图 2 抚仙湖海口断面高锰酸盐指数突变分析

Fig. 2 Mutation analysis of COD_{Mn} at Haikou section of Fuxian Lake

量为 2011 年的 682.1 mm;平均蒸发量为 1 301.2 mm,最大年蒸发量为 2014 年的 1 487.2 mm,最小年蒸发量为 2018 年的 1 087.4 mm;平均水位 1 722.09 m,最高年平均水位为 2008 年的 1 723.05 m,最低年平均水位为 2014 年的 1 720.78 m。抚仙湖水位经历了上升(1993—1997 年)、平稳(1997—2009 年)、下降(2009—2014 年)、上升(2014—2018 年)、下降(2018—2021 年)的变化过程(图 3)。研究时段内多年平均蒸发量是多年平均降水量的 1.4 倍,2009—2014 年平均水位显著下降期间,平均蒸降比达 1.8,最高为 2012 年的 2.1;1993—1997 年、2014—2018 年水位上升期间,平均蒸降比均为 1.3;1997—2009 年水位平稳期间平均蒸降比为 1.4,与多年平均蒸降比一致。

2.4 高锰酸盐指数变化的影响因子解析

为了定量分析水文要素和主要经济社会指标对高锰酸盐指数变化的影响,把高锰酸盐指数年均值作为因变量,年均降水量、年均蒸发量、年平均水位、流域人口密度、人均 GDP 作为自变量,对自变量和因变量数据进行标准化后,采用 SPSS 进行逐步多元回归分析,建立高锰酸盐指数与影响因子的多元线性回归模型,基于多元线性回归方程的调整 R^2 (可决系数)来判断影响因子对高锰酸盐指数的影响程度,根据回归系数的大小来判断各影响因子对高锰酸盐指数影响的大小。根据回归结果(表 3),流域人口密度、蒸发量、水位可解释抚仙湖海口断面高锰酸盐指数变化的 65.0%。人口密度、蒸发量与海口断面高锰酸盐指数呈正相关,水位与海口断面高锰酸盐指数呈负相关,在 3 个指标中,人口密度对抚仙湖海口断面高锰酸盐指数变化的影响程度最大。

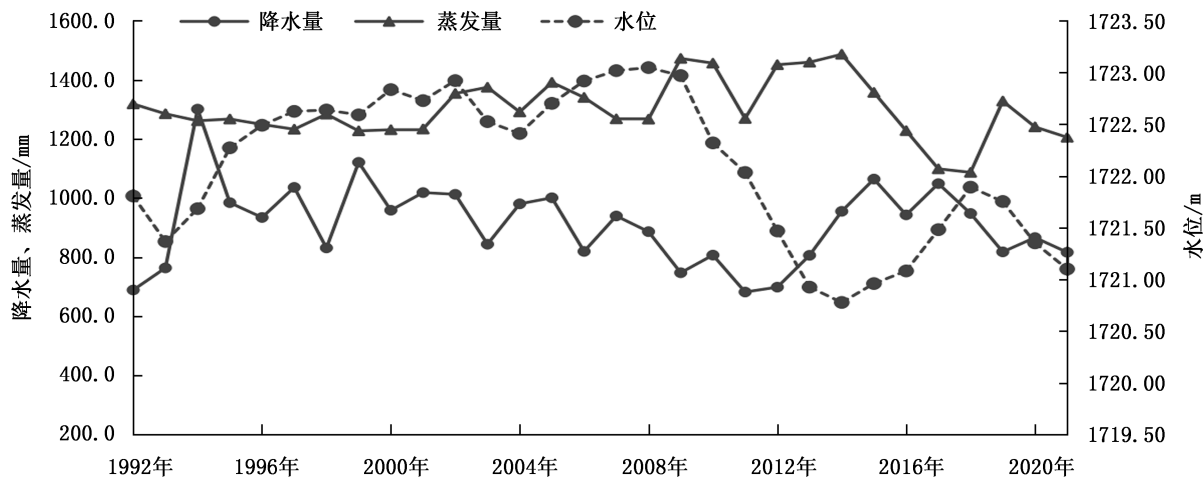


图 3 抚仙湖主要水文要素变化

Fig. 3 Variations of main hydrological elements in Fuxian Lake

表 3 高锰酸盐指数回归模型参数

Tab. 3 Regression model parameters of COD_{Mn}

断面名称	a (截距)	b_1 (人口密度)	b_2 (蒸发量)	b_3 (水位)	调整 R^2
抚仙湖海口	0.041	0.571	0.343	-0.268	0.650

3 讨 论

抚仙湖总体水质保持优良,与径流区森林的涵养水源、保持水土功能有着密切联系^[17-18],尤其是 1998 年国家实施天然林保护计划和退耕还林政策后,抚仙湖流域的森林植被得到了很大恢复,面积有所增加^[19]。植被恢复是生态系统功能恢复的前提和基础^[20],林业生态建设在湖泊生态环境保护和治理中发挥了重要作用^[21]。流域森林植被会对降雨、蒸发等^[22-23]产生影响,进而影响水文过程和水生态环境质量。1992—2021 年,抚仙湖海口断面高锰酸盐指数变化经历了几次较大波动。1993 年,抚仙湖被省政府确定为省级旅游度假区,澄江县旅游业全面发展;2011—2014 年,抚仙湖旅游处于快速发展阶段,全力推进旅游重大项目建设^[24],人均 GDP 快速增长,抚仙湖旅游资源 95% 集中在沿湖区域^[25],很难将游览区、休闲区与生活服务区分离,容易造成对湖泊水质的影响^[26];2014 年后进行了突破转型。2014—2018 年间,抚仙湖蒸发量明显下降,水位明显上升,而 2018 年后抚仙湖流域经济增长速度猛增,呈指数级增长,这可能是抚仙湖海口断面高锰酸盐指数从 1993 年开始快速增大,2013 年出现最大值,2014 年后开始下降,而 2018 年后又呈

上升趋势的主要影响因素。其间,抚仙湖流域自 2009 年遭遇了 5 年连旱,降水量连续 5 年偏少,蒸发量增大,周边群众生活生产用水困难,纷纷向抚仙湖提水,2009—2014 年抚仙湖水位急剧下降,这可能是 2009 年高锰酸盐指数突破 $\alpha = 0.01$ 的临界值区域呈显著上升趋势的主要原因。兰静等^[2]研究提出河流水动力情势及周边人类活动是高锰酸盐指数含量高的重要影响因素,黄金良等^[27]认为人口密度、建设用地比例是影响流域水质的主要因素。研究时段内,抚仙湖流域人口密度持续增长,城镇化水平快速提升,2012 年后进入快速城镇化阶段,人们的生活方式和消费结构均发生了较大变化,多元回归分析中,人口密度的回归系数最大,人口密度是影响抚仙湖海口断面高锰酸盐指数显著上升的主要因素。因此,缓解抚仙湖流域人口压力对解决湖泊水质变化具有重要意义^[28]。

近年来,抚仙湖降水量下降,蒸发量上升,使得水位持续下降,使仅靠降水补给的湖盆受到较大影响,蓄水量减少,湖泊自净能力受到影响,加之人口密度持续上升,使高锰酸盐指数上升。高锰酸盐指数是地表水水质评价的一个重要指标,也是水体富营养化评价指标之一。高锰酸盐指数的上升会引起营养状态指数的增大,影响湖泊营养化进程,使湖泊水质受到威胁,水质变化又会影响水生态系统的演变,进而对水生态环境质量和水生态安全造成威胁。因此,要高度关注高锰酸盐指数的变化趋势,加强湖泊管理保护,控制流域人口规模,保障湖泊生态水位,复苏湖泊生态环境,永葆湖泊生机活力。

4 结 论

1992—2021 年,抚仙湖海口断面高锰酸盐指数总体呈显著上升趋势,年均上升 0.027 mg/L,近年浓度接近 2.0 mg/L;高锰酸盐指数在研究时段内发生 3 次突变,1994 年、1996 年突变不显著,2021 年突变极其显著;抚仙湖水位经历了上升、平稳、下降、上升、下降的变化过程,多年平均蒸发量约为多年平均降水量的 1.4 倍,蒸降比高时水位呈下降趋势;流域人口密度、蒸发量、水位可解释抚仙湖海口断面高锰酸盐指数变化的 65.0%,是海口断面高锰酸盐指数的主要影响因子;人口密度、蒸发量与海口断面高锰酸盐指数呈正相关,水位与海口断面高锰酸盐指数呈负相关,人口密度的影响程度最大。

参考文献:

- [1] 贺克雕,高伟,段昌群,等.滇池、抚仙湖、阳宗海长期水位变化(1988—2015 年)及驱动因子[J].湖泊科学,2019,31(5):1379-1390.
- [2] 兰静,吴云丽,娄保锋,等.2004 年以来长江中下游干流水体高锰酸盐指数时空变化分析[J].湖泊科学,2021,33(4):1112-1122.
- [3] 刘乾甫,赖子尼,李跃飞,等.2017—2018 年西江干流水体高锰酸盐指数的变化特征及环境质量评价[J].中国水产科学,2019,26(6):1194-1204.
- [4] 何虎军,张柳青,黎云祥,等.南充市嘉陵江干流高锰酸盐指数和氨氮动态变化及影响因素[J].四川环境,2018,37(6):95-101.
- [5] 林兰钰,张建辉,周磊,等.2008—2013 年全国地表水高锰酸盐指数污染特征分析[J].中国环境监测,2014,30(5):47-51.
- [6] 李亚琴,翟世明,范力,等.高锰酸盐指数消解条件的数学模型研究[J].中国测试,2022,48(11):82-87.
- [7] 姚志鹏,陈鹏,陈亚男,等.影响地表水高锰酸盐指数自动监测数据准确性的因素[J].中国环境监测,2022,38(5):203-208.
- [8] 明东,韩丽娟.浅析准确测定高锰酸盐指数的条件[J].广东化工,2022,49(14):182-183,173.
- [9] 戴琴琴.不同的测定方法对水体高锰酸盐指数检测的应用优势对比[J].吉林水利,2022(4):32-41.
- [10] 《云南河湖》编纂委员会.云南河湖[M].昆明:云南科技出版社,2010:20-21.
- [11] 刘聚涛,方少文,冯倩,等.基于 Mann-Kendall 法的湖泊稳态转换突变分析[J].中国环境科学,2015,35(12):3707-3713.
- [12] 陈泽榕.Mann-Kendall 检验法在新西河水库富营养化趋势分析的应用研究[J].安徽农学通报,2019,25(2-3):99-100,145.
- [13] 金丹娟,施思,王云,等.基于 Mann-Kendall 检验分析里畛水库水质变化趋势研究[J].环境科学与管理,2017,42(9):144-147.
- [14] BUSHRA P, SWAPAN T, SHAHFAHAD, et al. Analyzing trend and forecasting of rainfall changes in India using nonparametrical and machine learning approaches [J]. Scientific Reports, 2020, 10:10342.
- [15] FATEMEH F, ALI H. Hydrochemical evaluation of river water quality—a case study: Horroud River [J]. Applied Water Science, 2017(7):4725-4733.
- [16] DIRESS Y T, TESFA G A, WORKINEH T A, et al. Climate change impact on hydro-climatic variables of Ribb watershed, Tana sub-basin, Ethiopia [J]. Applied Water Science, 2023, 13:35.
- [17] 付文林,张丽仙.抚仙湖、星云湖、杞麓湖径流区森林资源评价及经营管理建议[J].林业调查规划,2012,37(5):55-59.
- [18] 杨钟学,奎燕,鲍绍辉,等.抚仙湖径流区 4 种典型森林凋落物水源涵养功能研究[J].林业建设,2020(3):29-33.
- [19] 刘阳,吴钢,高正文.云南省抚仙湖和杞麓湖流域土地利用变化对水质的影响[J].生态学杂志,2008,27(3):447-453.
- [20] 陈俊松,赵磊磊,刘永杰,等.抚仙湖流域典型植被群落分布特征及植被恢复建议[J].亚热带水土保持,2022,34(4):6-10.
- [21] 朱能勋.浅析云南省九大高原湖泊水污染林业生态治理[J].林业调查规划,2012,37(4):99-103.
- [22] 曾学梅.云南石林岩溶区不同植被类型的生态水文效应研究[D].昆明:云南师范大学,2020.
- [23] 赵文玥,吉喜斌.干旱区稀疏树木冠层降雨截留蒸发的研究进展与展望[J].地球科学进展,2021,36(8):862-879.
- [24] 傅求妹.湖泊资源背景下的旅游小镇开发模式研究——以云南抚仙湖海口镇概念性旅游规划为例[D].昆明:昆明理工大学,2019.
- [25] 秦源.云南澄江抚仙湖生态旅游发展战略研究[D].昆明:昆明理工大学,2020.
- [26] 李新艳.抚仙湖-星云湖试验区生态建设与旅游发展共生研究[D].昆明:云南大学,2010.
- [27] 黄金良,黄亚玲,李青生,等.流域水质时空分布特征及其影响因素初析[J].环境科学,2012,33(4):1098-1107.
- [28] 高伟,陈岩,徐敏,等.抚仙湖水质变化(1980—2011 年)趋势与驱动力分析[J].湖泊科学,2013,25(5):635-642.

责任编辑:许易琦