

DOI:10.3969/j.issn.1004-6933.2014.06.010

长荡湖水环境变化趋势及其主要影响因子

赵苇航^{1,2}, 朱 彧⁴, 朱 亮^{1,2,3}, 滕荣国⁵, 张岳庆⁵, 秦 湘⁵

(1. 河海大学浅水湖泊综合治理与资源开发教育部重点实验室, 江苏 南京 210098; 2. 河海大学环境学院, 江苏 南京 210098;
3. 河海大学水利工程科学与水文水资源国家重点实验室, 江苏 南京 210098;
4. 河海大学港口海岸与近海工程学院, 江苏 南京 210098; 5. 金坛市自来水公司, 江苏 金坛 213200)

摘要:采用 Mann-Kendall 非参数统计检测法对长荡湖长序列水质参数进行分析, 再利用模糊综合评价法评价历年水质状况, 同时找出导致水质变化的主要影响因子。趋势分析表明: 长荡湖 pH、EC、DO、BOD、COD、TP、COD_{Mn}、SS 呈上升趋势, SD、NH₃-N、TN、粪大肠杆菌群数和石油类呈下降趋势, 其中 SS 近年急剧上升, SD 下降, 耗氧类参数上升明显, 说明长荡湖近 8 年水质总体呈下降趋势。突变分析表明: SS 有 1 个突变点位于极显著信度线($\alpha=0.01$)之外, SS、BOD、COD 还各有 1 个突变点位于显著信度线($\alpha=0.05$)与极显著信度线之间, 其余突变点均位于显著信度线之间。对突变次数及时间进行分析, 结果表明: COD 突变最复杂, SD 和石油类变化趋势最简单, 突变主要集中在 2006、2008 和 2012 年。模糊综合评价结果显示长荡湖水质 2005—2009 年变化不大, 2009 年后水质由Ⅲ类变为Ⅳ类, 其主要影响因子为 BOD、COD、TN 和 COD_{Mn}。

关键词:水质变化趋势; 影响因子; Mann-Kendall 法; 模糊综合评价; 长荡湖

中图分类号: X524 文献标志码: A 文章编号: 1004-6933(2014)06-0048-06

Change trend of water environment in Changdang Lake and main impact factors

ZHAO Weihang^{1, 2}, ZHU Yu⁴, ZHU Liang^{1, 2, 3}, TENG Rongguo⁵, ZHANG Yueqing⁵, QIN Xiang⁵

(1. Key Laboratory of Integrated Regulation and Resources Development of Shallow Lakes, Ministry of Education, Hohai University, Nanjing 210098, China;
2. College of Environment, Hohai University, Nanjing 210098, China;
3. State Key Laboratory of Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China;
4. College of Harbor, Coastal and Offshore Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China;
5. Jintan Waterworks Company, Jintan 213200, China)

Abstract: A long series of water quality parameters of Changdang Lake was analyzed using the Mann-Kendall method, which is a non-parameter statistical test method. The water quality of the lake was evaluated with the fuzzy comprehensive evaluation method, and the main factors influencing the water quality were determined. Trend analysis shows that pH, EC, DO, BOD, COD, TP, COD_{Mn}, and SS had an increasing trend, while SD, NH₃-N, TN, fecal coliform, and petroleum had a decreasing trend in the lake. Over the past eight years, SS has increased sharply, SD has decreased, and oxygen consumption parameters have increased significantly, indicating that the water quality of Changdang Lake has deteriorated. SS had an abrupt change point exceeding the extremely significant reliability line ($\alpha=0.01$); BOD, COD, and SS had abrupt change points between the significant reliability line ($\alpha=0.05$) and the extremely significant reliability line ($\alpha=0.01$); and the other abrupt change points were between two significant reliability lines. Analysis of the abrupt change frequency and time shows that abrupt changes mainly occurred in years 2006, 2008, and 2012, and the change of COD was most complex, while the change trends of SD and petroleum were easiest to follow. Fuzzy comprehensive evaluation shows that the water quality of Changdang Lake changed insignificantly during the period from 2005 to 2009. Since the year 2009, with the effects of BOD, COD, TN, and COD_{Mn}, the water quality of Changdang Lake has decreased from class III to class IV.

Key words: water quality change trend; impact factor; Mann-Kendall method; fuzzy comprehensive evaluation; Changdang Lake

作者简介: 赵苇航(1990—), 男, 满族, 硕士研究生, 研究方向为水污染控制理论及应用。E-mail: zhaoweihang_888@sina.com

通信作者: 朱亮, 教授。E-mail: zhulianghu@163.com

目前研究水质变化趋势的方法有两种:一是通过模拟建模来推断未来的水质变化趋势,此法所需数据较多,计算复杂;另一方法是通过水质数据的时间序列来进行统计分析。如今较为通用的是第2种方法,此法又分为参数检验法和非参数检验法2种。由于天然水质数据具有季节性、相关性、随机性等特点,常规的参数检验法,如 t 检验法等,不能很好地满足水质数据的时间序列特点^[1-2]。近些年应用较广的是季节性 Mann-Kendall 法,它的优点是通过对比较历年同月份的数据来避免季节的影响,但是对于历年同月份数据不全的序列则无法进行比较分析^[3-4]。Daniel 趋势检验技术的应用也较多,它通过使用 Spearman 秩相关系数法来分析环境污染变化趋势在统计上的显著性^[5-6],但 Daniel 趋势检验技术不能进行突变分析。

应用 Mann-Kendall 法对时间序列的水质变化趋势进行显著性检验,优点是数据分析时计算简便,样本不需要服从一定的分布且不受少数异常值的影响,因此 Mann-Kendall 法在时间序列的趋势变化和突变分析方面具有显著的优势^[7-9]。模糊综合评价法具有结果清晰、系统性强的特点,能较好地解决模糊的、难以量化的问题,适合解决各种非确定性问题。笔者综合了长荡湖 2005—2012 年的水质监测数据,综合运用 Mann-Kendall 法和模糊综合评价法对这些数据进行分析,以便了解长荡湖水环境的变化趋势、水质状况及其主要影响因子,旨在对长荡湖后期的科学管理提供参考。

1 数据来源与分析方法

1.1 数据来源

本研究数据来源是长荡湖水务局和环保局提供的4个监测点(这4个监测点分别为北干河口区、湖北区、湖南区、湖心区)2005—2012年的数据资料,其他文献资料中的数据,以及笔者实地监测到的2012年的数据资料。29个监测项目中,涉及数据值约5600个,从中选取 pH、电导率(EC)、DO、透明度(SD)、BOD、COD、NH₃-N、TN、TP、粪大肠杆菌群数、

悬浮物(SS)、COD_{Mn}、石油类这13个指标作为评价水环境的重要参数来进行水环境变化趋势分析,之后通过模糊综合评价法对近些年水质进行评价,并找出导致水质变化的主要影响因子。

考虑到长荡湖面积较大,各参数至少重复3次,以定点的监测数据为主,取年平均值。长荡湖2005—2012年水质概况见表1,数据来源为2005—2012年每年单月月份的水质监测数据,采用6个月(单月)数据的平均值作为当年的年平均数据指标。4个监测点的数据具有很强的代表性,能够反映长荡湖湖区整体的水质状况,因此水质变化趋势分析以及模糊综合评价都是依据年均值来进行。

1.2 分析方法

1.2.1 利用 Mann-Kendall 法分析水质变化趋势

利用 Mann-Kendall 法进行非参数统计监测时,不仅可以检验时间序列趋势的上升或下降,还可以说明趋势变化的程度,能很好地描述时间序列的趋势特征,明确突变开始时间并指出突变区域^[10-11]。该方法基本原理^[12-14]如下:

对于具有 n 个样本的时间序列 x ,构造一个秩序列:

$$d_k = \sum_{i=1}^k m_i \quad (k = 2, 3, \cdots, n) \tag{1}$$

其中
$$m_i = \begin{cases} 1 & x_i > x_j \\ 0 & x_i \leq x_j \end{cases} \tag{2}$$

式中: m_i 为第*i*时刻数值大于*j*时刻数值的数据个数; d_k 为第*i*时刻数值大于*j*时刻数值的数据个数的累积数。

$$F_k = \frac{[d_k - E(d_k)]}{\sqrt{\text{var}(d_k)}} \quad (k = 1, 2, \cdots, n) \tag{3}$$

式中: F_k 为按照时间序列 x 顺序 $x_1, x_2, \cdots, x_n$ 计算出的统计量,其中 $F_1 = 0$; $E(d_k)$ 为累积数 d_k 的均值; $\text{var}(d_k)$ 为累积数 d_k 的方差。在 x 序列中各数据相互独立且又相同连续分布时, $E(d_k)$ 和 $\text{Var}(d_k)$ 的计算方法为

$$E(d_k) = \frac{n(n-1)}{4} \tag{4}$$

表 1 2005—2012 年长荡湖 13 项水质指标平均值

年份	pH	EC/ ($\mu\text{S} \cdot \text{cm}^{-1}$)	$\rho(\text{DO})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	SD/cm	$\rho(\text{BOD})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	$\rho(\text{COD})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	$\rho(\text{NH}_3\text{-N})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	$\rho(\text{TN})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	$\rho(\text{TP})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	粪大肠杆菌群数/ (个 $\cdot \text{L}^{-1}$)	$\rho(\text{SS})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	$\rho(\text{COD}_{\text{Mn}})/\rho(\text{石油类})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$	$\rho(\text{石油类})/(\text{mg} \cdot \text{L}^{-1})$
2005	8.127	544.875	8.013	51.875	3.729	18.70	0.783	1.659	0.163	1407.667	37.213	4.658	0.146
2006	7.919	484.333	8.750	41.792	4.088	17.296	1.236	2.020	0.124	1023.340	46.764	5.054	0.091
2007	7.964	517.292	7.967	35.625	3.838	22.379	0.497	1.072	0.123	1030.500	40.034	5.267	0.015
2008	8.320	515.917	9.358	35.625	3.829	21.733	0.530	0.997	0.173	990.760	40.131	6.029	0.023
2009	8.188	563.750	10.283	36.250	4.125	21.992	0.660	1.222	0.207	637.500	42.917	5.883	0.024
2010	8.340	554.833	8.271	19.917	7.079	29.579	0.759	1.980	0.224	1750.000	47.292	6.879	0.023
2011	8.280	563.633	8.400	22.333	6.058	40.700	0.706	1.436	0.301	1025.000	54.083	5.791	0.010
2012	7.965	603.250	9.175	32.500	4.950	25.325	0.395	1.205	0.106	1816.670	111.500	4.925	0.033

var(d_k) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{72} \tag{5}

F_k 为标准正态分布,查正态分布表,给定显著性水平 $\alpha = 0.05$ 以及极显著性水平 $\alpha = 0.01$,即 $U_{\alpha(0.05)} = \pm 1.96, U_{\alpha(0.01)} = \pm 2.58$ 。 F_k 的值与变化趋势的关系见表 2。

表 2 F_k 值与变化趋势的关系

F_k	变化趋势
>2.58	极显著上升
(1.96,2.58)	显著上升
(0,1.96)	不显著上升
(-1.96,0)	不显著下降
(-2.58,-1.96)	显著下降
<-2.58	极显著下降

注: $F_k > 0$ 表示上升趋势, $F_k < 0$ 表示下降趋势;显著性水平为 0.05,极显著性水平为 0.01。

按时间序列 x 的逆序, $x_n, x_{n-1}, \cdots, x_1$,再重复上述的计算过程,得出新的统计量 B_k ,同时使 $B_k = -F_k, k = n, n-1, \cdots, 1. B_1 = 0$ 。此时 B_k 称为 F_k 序列的反序列。将 F_k 和 B_k 分别用实线和虚线绘制在同一个坐标轴下,并加以给定的显著水平 α 对应的信度线 ($\pm U\alpha$),如果两条曲线相交且交点在信度线(临界线)之间,那么交点对应的时刻就是突变开始的时间^[15]。

计算完成后采用 Excel 2010 以及 SPSS 17.0 对文中涉及的 13 个重要的水质指标进行 Mann-Kendall 趋势分析以及图表的绘制。

1.2.2 利用模糊综合评价法分析水质状况并确定主要影响因子的权重值

步骤^[16]如下:

a. 首先确定评价指标。根据 GB 3838—2002《地表水环境质量标准》^[17]中的相关内容,选取出有明确分级的几个水质参数作为评价因子。设选取的指标有 m 个,选取的评价因子记为 c_j ,则评价因子集写为 $U = \{c_1, c_2, \cdots, c_j, \cdots, c_m\}$ 。

b. 建立评价标准集。直接根据 GB 3838—2002《地表水环境质量标准》^[17]将地表水水质标准分为 5 级; $n = \{ \text{I}, \text{II}, \text{III}, \text{IV}, \text{V} \}$ 。

c. 确定隶属度向量。根据 5 类水质标准,分别做出对应 5 个级别的隶属函数通式。对于极小型分布,其通式为

I 级水:

y = \begin{cases} 1 & c_j \leq s_1 \\ (s_2 - c_j)/(s_2 - s_1) & s_1 < c_j < s_2 \\ 0 & c_j \geq s_2 \end{cases} \tag{6}

II, III, IV 级水:

y = \begin{cases} (c_j - s_{j-1})/(s_j - s_{j-1}) & s_{j-1} < c_j < s_j \\ (s_{j+1} - c_j)/(s_{j+1} - s_j) & c_j < s_{j+1} \\ 0 & c_j \geq s_{j+1}, c_j \leq s_{j-1} \end{cases} \tag{7}

V 级水:

y = \begin{cases} 1 & c_j \geq s_5 \\ (s_2 - c_j)/(s_2 - s_1) & s_4 < c_j < s_5 \\ 0 & c_j \leq s_4 \end{cases} \tag{8}

式中: c_j 为评价因子实测值; s_1, s_2, s_3, s_4, s_5 分别为水质分类 1~5 级的标准值。

对于 DO 等指标,隶属函数采用极大型分布。这也就构成了评价因子与水质类别模糊关系矩阵 R 。

d. 确定单因子权重集。由于各评价因子对水质影响的贡献率不同,所以应为不同参数赋予不同的权重值。这里根据污染物的超标比计算情况来确定权重值。

单因子超标比的计算公式为

I_j = \frac{c_j}{c} \tag{9}

式中: I_j 为某评价因子的监测值相对于水质标准的超标倍数; c_j 为评价因子的实测值; c 为评价因子 c_j 各类水质标准值的平均值。

对于偏大型分布指标,如 DO,采用式(9)的倒数形式。

单因子的污染权重计算公式为

a_j = I_j / \sum_{j=1}^m I_j \tag{10}

式中: a_j 为单因子污染权重。

通过式(10)的计算获得了权重集 W :

W = (a_1, a_2, \cdots, a_m) \tag{11}

e. 得到综合评价同一监测点的模糊矩阵 B 。

B = W \circ R = (B_1, B_2, \cdots, B_m)^T \tag{12}

f. 根据模糊矩阵综合评价结果,选取最大值对应的级别即为水质级别。

2 结果与讨论

2.1 趋势分析

对长荡湖 2005—2012 年 13 个水质参数进行统计和 Mann-Kendall 趋势分析。历年 F_k 平均值分析

的结果表明: 2005—2012 年, pH、EC、DO、BOD、COD、TP、SS、COD_{Mn} 的值总体呈上升趋势, 而 SD、NH₃-N、TN、粪大肠杆菌群数和石油类的值呈下降趋势。各参数统计分析结果见表 3~4。

表 3 长荡湖水质参数历年 F_k 值

水质参数	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6	F_7	F_8
pH	-1.000	-0.522	0.679	0.980	1.691	1.652	0.990
EC	-1.000	-0.522	-0.679	0.490	0.939	1.352	1.979
DO	1.000	-0.522	0.679	1.470	0.939	0.751	0.990
SD	-1.000	-1.567	-2.038	-1.470	-2.067	-2.253	-2.227
BOD	1.000	0.522	0.000	0.980	1.691	1.952	1.979
COD	-1.000	0.522	0.679	0.980	1.691	2.253	2.227
NH ₃ -N	1.000	-0.522	-0.679	-0.490	-0.188	-0.150	-0.990
TN	1.000	-0.522	-1.359	-0.980	-0.188	-0.150	-0.495
TP	-1.000	-1.567	0.000	0.980	1.691	2.253	0.990
粪大肠杆菌群数	-1.000	-0.522	-1.359	-1.960	-0.564	-0.451	0.495
SS	1.000	0.522	0.679	0.980	1.691	2.253	2.722
COD _{Mn}	1.000	1.567	2.038	1.960	2.442	1.952	0.990
石油类	-1.000	-1.567	-1.359	-0.980	-1.315	-1.952	-1.237

注: F_2 代表 2005—2006 年数据, 其他依此类推。

表 4 长荡湖水质参数 8 年平均值及其 F_k 均值

水质参数	8 年平均值	标准误差	8 年 F_k 均值
pH	8.138	0.060	0.639 ↑
EC	543.485	13.000	0.366 ↑
DO	8.777	0.280	0.758 ↑
SD	34.490	3.599	-1.803 ↓
BOD	4.712	0.437	1.161 ↑
COD	24.713	2.648	1.050 ↑
NH ₃ -N	0.696	0.091	-0.288 ↓
TN	1.449	0.141	-0.385 ↓
TP	0.178	0.023	0.478 ↑
粪大肠杆菌群数	1210.180	144.903	-0.766 ↓
SS	52.492	8.637	1.407 ↑
COD _{Mn}	5.561	0.256	1.707 ↑
石油类	0.046	0.017	-1.344 ↓

注: ↑表示 8 年总体为上升趋势, ↓表示 8 年总体为下降趋势。

采用显著水平($\alpha=0.05$, F_k 临界值为 ± 1.96)与极显著水平($\alpha=0.01$, F_k 临界值为 ± 2.58)对 13 项水质参数进行 Mann-Kendall 法突变检测, 可以明确地反映出突变发生的时间以及突变的显著性(图 1)。突变分析结果表明, SS 有 1 个突变点位于极显著信度线($\alpha=0.01$)之外, 说明此点的突变极其显著; SS、BOD、COD 还各有 1 个突变点位于显著信度线($\alpha=0.05$)与极显著信度线($\alpha=0.01$)之间, 说明这 3 个参数在相应点的突变显著; 其余的水质参数突变点均位于显著信度线之间, 表明突变并不显著。

由图 1 和表 3 可以看出水质参数在各时间段的变化趋势。以 pH 为例, 2005—2007 年, $F_{\text{pH}} < 0$, 因此 pH 在此段时间为降低趋势; 2008—2012 年, $F_{\text{pH}} > 0$, pH 为上升趋势。再以 DO 为例, 2005—2006 年, $F_{\text{DO}} > 0$, 处于上升趋势; 2007 年, $F_{\text{DO}} < 0$, 处于下降趋势;

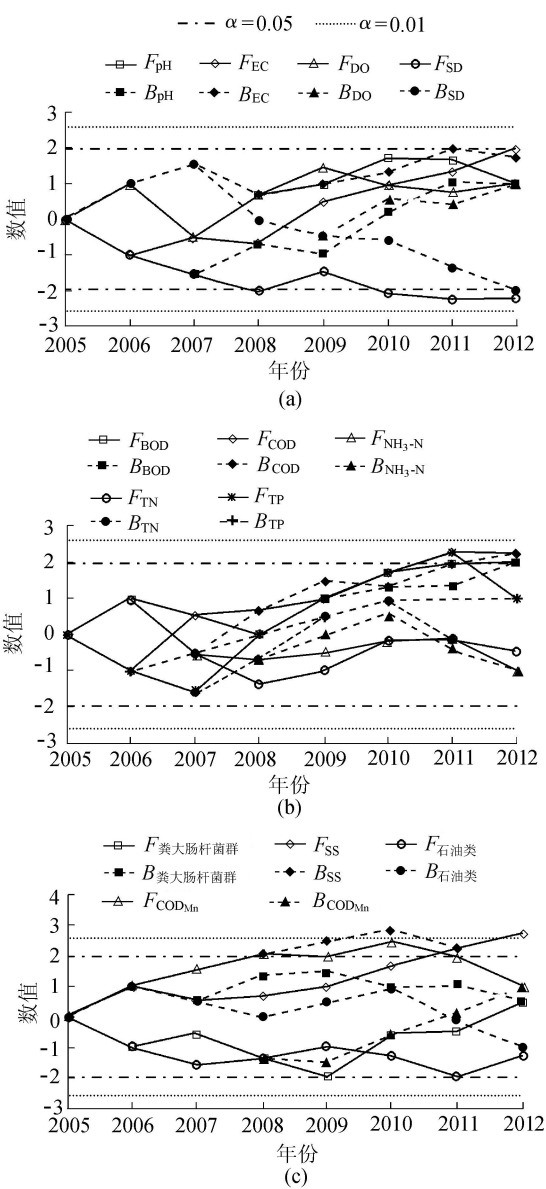


图 1 长荡湖水质参数 Mann-Kendall 法突变检测结果

2008—2012 年, $F_{\text{DO}} > 0$, 又处于上升趋势。对个别物质进行分类统计可以发现:

- SD 从 2007 年开始呈下降趋势, 其中只有 2008—2009 年没达到显著的程度, 也就是说, SD 从 2007 年开始就表现出了较为显著的下降趋势;
- BOD 和 COD 的浓度从 2009 年开始呈较为明显的上升趋势, 从 2010 年开始更是呈现出显著的上升趋势, 这与长荡湖的富营养化有关;
- TP 的浓度同样从 2009 年开始呈较为明显的上升趋势, 从 2010—2011 年开始显著上升, 到 2012 年上升趋势虽并不显著, 但其总体还是呈上升状态。
- SS 从 2009 年开始有较明显的上升趋势, 2010—2011 年上升趋势显著, 从 2011 年开始上升趋势更是达到了极显著水平。
- COD_{Mn} 的浓度从 2005 年开始就呈上升趋势, 2007—2011 年一直呈显著上升趋势, 直到 2012 年

上升趋势才放缓。

通过对以上几种出现显著变化的水质参数进行分析,发现近年来 SS 浓度急剧上升,导致水体透明度下降,耗氧类参数上升较为明显,尤其是 COD_{Mn} 浓度近年来增速很大,上升的趋势也极为显著。其中需要说明的是,水体中 NH₃-N 和 TN 在 8 年中并没有出现显著的变化,虽然它们的浓度整体呈下降趋势,但是历年 NH₃-N 和 TN 浓度的平均值劣于Ⅲ类水的标准,个别年份甚至达到了 V 类水,8 年来这两个参数的浓度均不符合饮用水水源地的要求,因此不能根据 NH₃-N 和 TN 浓度下降就判定水质情况变好。综合分析以上结果,笔者认为长荡湖近 8 年间水质总体呈下降趋势。其余各水质参数的 F_k 、 B_k 变化趋势见图 1。

对各参数突变次数和突变时间进行统计分析,可以发现:

a. COD 浓度的波动性是最强的,在区间内一共有 4 次相交,表明 8 年间存在 4 次突变,其中第 1 次突变发生在 2006 年,此后水体中 COD 浓度不断波动上升(2008 年、2009 年略有下降,但整体仍为上升趋势),在 2011 年达到最大值,其余 3 次突变时间分别为 2008 年、2010 年和 2012 年。

b. 波动性较强的有 DO、BOD、NH₃-N、TN、TP、SS 共 6 个指标,在区间内共有 3 次突变,说明水体中这 5 个指标的值年际波动略大。其中 DO 浓度突变分别在 2006 年、2008 年和 2012 年;BOD 浓度突变分别在 2008 年、2009 年和 2012 年;NH₃-N 浓度突变分别在 2008 年、2011 年和 2012 年;TN 浓度突变分别在 2008 年、2011 年和 2012 年;TP 浓度的突变分别在 2006 年、2008 年和 2012 年;SS 浓度突变时间分别在 2006 年、2011 年和 2012 年。

c. pH 值的波动性不是很强,区间内共 2 次相交,即 8 年间存在 2 次突变。

d. EC、粪大肠杆菌群数、COD_{Mn} 变化趋势比较简单,在 8 年的监测时间内仅 1 次相交,其突变时间均为 2012 年。

e. SD、石油类变化趋势最为简单,在区间内并没有相交点。

由此可见,长荡湖各水质参数突变次数以及突变时间存在差异,发生突变的年份主要集中在 2006 年、2008 年和 2012 年。水质参数的突变是导致水质逐渐下降的主要内在因素。

2.2 水质评价及主要影响因子的确定

应用模糊综合评价法对长荡湖 2005—2012 年间的水质进行评价。评价因子权重值以及水质评价等级的结果见表 5~6。

由表 5 可以看出,2005—2012 年,BOD、COD、TN 和 COD_{Mn} 每年的权重值之和均在总权重的 60% 到 70% 左右,占据的比例较大,这说明这 4 种物质是影响水质变化趋势的主要因素。

表 5 2005—2012 年各评价因子权重值

评价因子	权重值							
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
DO	0.091	0.078	0.113	0.092	0.077	0.071	0.071	0.093
BOD	0.112	0.115	0.141	0.136	0.134	0.169	0.148	0.174
COD	0.121	0.105	0.179	0.167	0.155	0.153	0.216	0.193
NH ₃ -N	0.122	0.180	0.095	0.097	0.111	0.094	0.089	0.072
TN	0.248	0.283	0.198	0.176	0.198	0.237	0.176	0.211
TP	0.124	0.089	0.116	0.156	0.171	0.137	0.188	0.095
粪大肠杆菌群数	0.015	0.010	0.014	0.013	0.007	0.015	0.009	0.023
COD _{Mn}	0.098	0.100	0.136	0.150	0.134	0.116	0.100	0.121
石油类	0.069	0.040	0.009	0.013	0.012	0.009	0.004	0.018

表 6 模糊综合评价法水质评价等级

年份	水质等级					水质评价结果
	I	II	III	IV	V	
2005	0.096	0.236	0.404	0.184	0.079	III
2006	0.084	0.176	0.363	0.094	0.283	III
2007	0.129	0.263	0.537	0.071	0.000	III
2008	0.112	0.163	0.694	0.030	0.000	III
2009	0.095	0.096	0.681	0.139	0.000	III
2010	0.081	0.013	0.255	0.605	0.046	IV
2011	0.080	0.067	0.148	0.485	0.220	IV
2012	0.129	0.231	0.330	0.310	0.000	III~IV

由表 6 可以看出,长荡湖水质 2005—2009 年的变化不大,模糊综合评价的结果均为Ⅲ类水,2010 年和 2011 年水质由以前的Ⅲ类变为Ⅳ类,2012 年水质在Ⅲ类和Ⅳ类之间。由此可以看出,2009 年之后,长荡湖总体水质呈下降的趋势,此结果与水质趋势分析所得到的结果相吻合。

3 结 论

a. 总体趋势分析表明,pH、EC、DO、BOD、COD、TP、COD_{Mn}、SS 呈上升趋势,SD、NH₃-N、TN、粪大肠杆菌群数和石油类呈下降趋势;水中的 SS 浓度近年来急剧上升,导致 SD 下降,耗氧类参数上升较为明显,尤其是 COD_{Mn} 近年来增速很大,上升的趋势也极为显著,长荡湖近 8 年间水质总体呈下降趋势。

b. 突变趋势分析表明,SS 有 1 个突变点位于极显著信度线 ($\alpha=0.01$) 之外,说明此点的突变极其显著;SS、BOD、COD 还各有 1 个突变点位于显著信度线 ($\alpha=0.05$) 与极显著信度线 ($\alpha=0.01$) 之间,说明这 3 个参数在相应点的突变显著;其余的水质参数突变点均位于显著信度线之间,突变并不显著。

c. 对各参数突变次数及时间分析表明,COD 突

变最为复杂,DO、BOD、NH₃-N、TN、TP、SS 这 5 个指标突变较为复杂,SD 和石油类变化趋势最为简单;水质突变主要集中在 2006 年、2008 年和 2012 年。

d. 模糊综合评价结果表明,长荡湖水质 2005—2009 年的变化不大(均为Ⅲ类水),2010 年和 2011 年水质由Ⅲ类变为Ⅳ类,2012 年水质在Ⅲ类和Ⅳ类之间。因此可以看出,2009 年之后,长荡湖总体水质呈下降的趋势,导致水质变化的主要指标是 BOD、COD、TN 和 COD_{Mn}。趋势分析的结果与综合评价的结果相互吻合。

参考文献:

[1] 米武娟,吕平毓. 三峡水库重庆段整体水质变化趋势分析[J]. 人民长江,2011,42(11):74-76. (MI Wujuan, LYU Pingyu. Analysis on general water quality variation trend of Chongqing reach in Three Gorges Reservoir Area [J]. Yangtze River, 2011, 42(11): 74-76. (in Chinese))

[2] 韩晓,曾骥. 小清河水质趋势分析[J]. 治淮,2011,(12):98-99. (HAN Xiao, ZENG Ji. Trend analysis of water quality in the Xiaoqing River[J]. Zhi Huai, 2011, (12):98-99. (in Chinese))

[3] 彭文启,张祥伟. 现代水环境质量评价理论和方法[M]. 北京:化学工业出版社,2005.

[4] 滕昱. 季节性 Kendall 检验法在水质趋势分析中的应用[J]. 东北水利水电,2012,30(11):60-61. (TENG Yu. The application of seasonal Kendall test method in trend analysis of water quality [J]. Water Resources & Hydropower of Northeast China, 2012, 30(11): 60-61. (in Chinese))

[5] 王丽耀. “十一五”期间辽河铁岭段及支流水质变化趋势[J]. 中国环境管理干部学院学报,2011,21(4):70-73. (WANG Liyao. Water quality change trend of Liao River Tieling section and tributaries in “Eleventh Five-Year” period [J]. Journal of the Environmental Management College of China, 2011, 21(4): 70-73. (in Chinese))

[6] 高榕. 西安市沣河流域水质变化特征及污染控制对策研究[D]. 西安:西安建筑科技大学,2003.

[7] NOVOTOY E V, STEFAN H G. Stream flow in Minnesota: indicator of climate change [J]. Journal of Hydrology, 2007, 334:319-333.

[8] MANN H B. Non-parametric tests against trend [J]. Econometric, 1945(13):245-259.

[9] HIRSCH R M, SLACK J R. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence [J]. Water Resource Research, 1984, 20(6):727-737.

[10] KHALED H H. Trend detection in hydrologic data: the Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis [J]. Journal of Hydrology, 2008, 349: 350-363.

[11] ZHANG X, HERVEY K D, HOGG W D, et al. Trends in Canadian stream flow [J]. Water Resources Research, 2001, 37(4):987-998.

[12] BURN D H, ELNUR M A H. Detection of hydrologic trends and variability [J]. Journal of Hydrology, 2002, 255:1107-122.

[13] 于延胜,陈兴伟. 基于 Mann-Kendall 法的水文序列趋势成分比重研究[J]. 自然资源学报,2011,26(9):1585-1590. (YU Yansheng, CHEN Xingwei. Study on the percentage of trend component in a hydrological time series based on Mann-Kendall Method [J]. Journal of Natural Resources, 2011, 26(9): 1585-1590. (in Chinese))

[14] 李有志,刘芬,张灿明. 洞庭湖湿地水环境变化趋势及成因分析[J]. 生态环境学报,2011,20(8):1295-1300. (LI Youzhi, LIU Fen, ZHANG Canming. Analysis of change trend of water environment and cause in the Dongting Lake wetland [J]. Ecology and Environmental Sciences, 2011, 20(8):1295-1300. (in Chinese))

[15] DU Xile, LU Changhe. Evaluation and trend analysis of surface water quality in Zhengzhou in 1998—2008 [J]. Chinese Journal of Population, Resources and Environment 2012, 10(4):44-51.

[16] 罗燕珠,璩向宁. 宁夏沙湖历年水质变化趋势分析[J]. 水土保持通报,2011,31(5):246-249. (LUO Yanzhu, QU Xiangning. Variation trend analysis of water quality in Sha Lake of Ningxia Autonomous Region [J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2011, 31(5):246-249. (in Chinese))

[17] GB3838—2002 地表水环境质量标准[S].
(收稿日期:2014-05-09 编辑:彭桃英)

