

抚仙湖水质变化(1980—2011年)趋势与驱动力分析*

高伟¹, 陈岩¹, 徐敏², 郭怀成^{1**}, 谢阳村²

(1: 北京大学环境科学与工程学院, 水沙科学教育部重点实验室, 北京 100871)

(2: 环境保护部环境规划院, 北京 100012)

摘要: 水质恶化是湖泊系统生态健康的主要制约因素之一, 科学地判别水质变化趋势是正确认识和解决水环境问题的首要步骤。基于抚仙湖 1980—2011 共 32 年湖体水质监测数据, 采用 Mann-Kendall 和 Daniel 趋势检验法分析了高锰酸盐指数(COD_{Mn})、总氮(TN)、总磷(TP)、透明度(SD)、叶绿素 a(Chl. a)和浮游植物丰度等 6 项指标的年际变化趋势; 从人类活动和自然环境变化 2 个角度, 筛选出 9 项水质变化的驱动指标, 建立了水质指标与驱动指标之间的灰色关联模型。研究结果表明: ①统计的 6 项指标年际波动较大, 其中 TP、TN 和浮游植物丰度的变异系数最大, 达到 0.6 以上; ②在 $\alpha = 0.05$ 显著性水平上, COD_{Mn}、TN、SD、Chl. a 和浮游植物丰度等 5 项指标均有恶化趋势, Mann-Kendall 和 Daniel 趋势检验 2 种方法的检验结果一致; ③驱动因子与水质指标之间有较强的相关水平, 其中, 人口数量和水温是主要驱动因子, 与主要水质指标的灰色关联系数达到 0.7 以上的强相关水平。

关键词: 抚仙湖; 水质变化; 趋势检验; 驱动力

Trend and driving factors of water quality change in Lake Fuxian(1980–2011)

GAO Wei¹, CHEN Yan¹, XU Min², GUO Huaicheng¹ & XIE Yangcun²

(1: *Laboratory of Water and Sediment Sciences, Ministry of Education, College of Environmental Sciences and Engineering, Peking University, Beijing 100871, P. R. China*)

(2: *Chinese Academy for Environmental Planning, Beijing 100012, P. R. China*)

Abstract: Water environment deterioration is critic to the health of lake ecosystem, and trend analysis is considered as the very first step to mitigate water pollution. Based on pollutants monitoring data from 1980 to 2011 in Lake Fuxian, trends of COD_{Mn}, TN, TP, SD, Chl. a and phytoplankton abundance are quantified using Mann-Kendall and Daniel trend test methods. From the perspectives of human impacts and natural changes, 9 indices of driving forces are selected to build the grey relationships between driving factors and water quality. Results show that (1) six indices of water quality changed greatly during the period of 1980–2011, among which TP, TN and phytoplankton abundance fluctuated the most with coefficient of variations greater than 0.6; (2) COD_{Mn}, TN, SD, Chl. a and phytoplankton abundance showed significant degradation at 0.05 significance level, and results of Mann-Kendall and Daniel are consistent; (3) significant correlation was found between water quality index and selected driving factors in which human population and water temperature are identified as the main factors with correlation coefficient values higher than 0.7.

Keywords: Lake Fuxian; water quality change; trend test; driving factors

水质恶化是湖泊环境演变的重要研究主题, 受到当今世界各国和学术界的广泛关注^[1]。由于人类活动强度的不断增加以及自然环境的变化, 湖泊水质环境受到严重威胁, 以富营养化^[2-4]、酸化^[5-6]和有机物污染^[7-8]等为代表的水质问题成为制约湖泊生态系统健康的主要因素。抚仙湖位于云南省中部, 是我国目前已探明的第二深水湖泊, 湖泊面积和蓄水量分别占全国第 8 位和第 3 位。流域水资源丰富, 年供给流域及下游 1 亿余吨的可用水量, 既是滇中地区社会经济可持续发展的重要资源保障, 又是泛珠三角区域发展的战略水

* 国家水体污染控制与治理科技重大专项项目(2013ZX07102006)资助。2013-01-16 收稿; 2013-03-08 收修改稿。高伟, 男, 1986 年生, 博士研究生; E-mail: gaoweic@pku.edu.cn.

** 通信作者; E-mail: hcguo@pku.edu.cn.

资源,也是珠江流域、西南地区重大战略意义的饮用水源.近年来,有研究认为抚仙湖水质出现恶化趋势^[9-13].然而,目前对抚仙湖水质变化的分析多为定性描述,并没有定量给出变化趋势,也缺乏水质变化驱动因子的分析,难以为科学决策提供必要的技术支撑.

本研究采用 Mann-Kendall 检验法对抚仙湖湖体近 32 年(1980—2011 年)的主要水质指标变化趋势进行判别,并使用 Daniel 检验法验证,对水质指标的变化趋势进行定量分析,在此基础上,从经济社会发展和自然环境演变两个角度识别出导致湖体水质变化的关键驱动力,以期对抚仙湖水质管理提供科学依据.

1 流域概况

抚仙湖(24°21'28"~24°38'00"N,102°49'12"~102°57'26"E)位于云南省中部,跨澄江、江川、华宁 3 县,属珠江流域南盘江水系.流域径流面积 1068.31 km²(含星云湖 391.5 km²),湖泊面积 212 km²,水容量 189.3 × 10⁸ m³,理论换水周期长达 167 年,最大水深 157.3 m,平均水深 87.0 m,是我国已知的第二深水湖泊^[14].抚仙湖处于亚热带常绿阔叶林-红壤地带,年平均气温 15.6℃,年降雨量 800~1100 mm,一般 5—10 月为雨季,其降雨量占全年的 84%.抚仙湖为半封闭的山间盆地型淡水湖,湖水主要靠降水和四周山间小溪汇集补给.从湖泊形状指标 K_T 看,抚仙湖的 K_T 值为 15.4,远远低于滇池的 383.4 和青海湖的 448.6,故湖水的扰动混合微弱,上下水体交换较少,水温分层明显^[14].

抚仙湖为贫营养型湖泊,水质清澈透明,含沙量很小,湖水中各生物营养元素的含量很低,生物生产力较低,是我国为数不多的保持 I 类水质的大型湖泊.然而,近年来,由于人类活动的干扰以及自然环境变化,抚仙湖水质发生变化,有机污染和营养化水平不断提高,高锰酸盐指数、TP 浓度、浮游植物丰度和叶绿素 a 浓度有所上升,部分月份水质达到 II 类,湖泊生态健康受到威胁.

2 材料与方法

2.1 数据来源

本研究的时间尺度为 1980—2011 年,数据为主要污染物历年平均浓度(高锰酸盐指数、总氮(TN)、总磷(TP)、水体透明度(SD)、叶绿素 a(Chl. a)浓度和浮游植物丰度,由于早期缺乏监测,其中 Chl. a 和浮游植物丰度的序列较短,分别为 1990—2011 年和 1988—2011 年)、流域点源污染物入河量、主要河流污染物入湖量、湖泊水温、降雨量等.数据来源于玉溪市环境保护局、玉溪市环境监测站和玉溪市环境科学研究所的调研资料,包括抚仙湖水质分析报告(2010—2011 年)、抚仙湖生态安全调查与评估(2011 年)、抚仙湖流域水污染综合防治“十二五”规划、抚仙湖生态环境保护规划、历年降雨量、统计年鉴和期刊数据库等.

2.2 研究方法

2.2.1 时间序列趋势检验 趋势变化的判别方法有多种,根据量化程度可以分为定性描述^[15-16]、回归分析^[17]和统计检验^[18-19].其中,统计检验法能够给出趋势变化的显著性水平,并且具有严谨的统计学基础,在气候气象^[20]、河流水文和环境质量等领域的应用日益广泛.在量化水质和环境污染变化趋势中,常用的统计检验方法有 Daniel 趋势检验^[21-22]、Kendall 检验^[19]和 Mann-Kendall 检验(M-K 检验)等. Daniel 趋势检验以 Spearman 秩相关系数来衡量考察周期内的指标值变化趋势;M-K 法是一种非参数统计检验方法,其优点是不需要样本遵从一定的分布,也不受少数异常值的干扰,尤其适用于顺序变量^[23].因此,本研究选择 M-K 法检验水质变化趋势,并用 Daniel 趋势检验法进行对比验证.

在 M-K 检测法中,首先按照时间序列的顺序,比较序列中的每一个值与其余值的大小,计算出大于该值的数值数目.定义统计量 S 为所有数目的总和,公式如下:

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

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1, & x_j - x_k > 0 \\ 0, & x_j - x_k = 0 \\ -1, & x_j - x_k < 0 \end{cases} \quad (j < k; j = 1, 2, 3, \dots, n-1) \quad (2)$$

对于较大的样本量($n > 8$)^[5], S 近似符合标准正态分布,其均值和方差可定义为:

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$\text{var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^m t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18} \quad (4)$$

式中, m 为 n 年时间序列中具有相同值的变量数目; t_p 为第 p 组的相同值个数.

构造趋势判断的统计检测值 Z ,其计算公式为:

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{var}(S)}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ (S+1)/\sqrt{\text{var}(S)}, & S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

原假设:序列无趋势变化,采用双边趋势检验,在给定的 α 显著性水平下,查正态分布表得临界值 $Z_{\alpha/2}$. 如 $|Z| \geq Z_{\alpha/2}$, 则原假设不可接受,即在该置信水平上,时间序列数据存在明显的变化趋势. 统计变量 Z 的大小代表数据的变化趋势, $Z > 0$ 表示增加趋势, $Z < 0$ 表示减少趋势. 在 α 显著性水平 0.05 和 0.01 下,对应的 $Z_{1-\alpha/2}$ 分别为 1.96 和 2.58.

Daniel 趋势检验采用秩相关系数检验变化趋势的显著性,属于非参数检验法, Daniel 秩相关系数 r_s 的计算公式为^[21]:

$$r_s = 1 - (6 \sum_{i=1}^n d_i^2) / (n^3 - n) \quad (6)$$

$$d_i = X_i - Y_i \quad (7)$$

式中, d_i 为秩次差; X_i 为时期 i 到时期 n 按指标数值从小到大排列的序号; Y_i 为对应的按时间排列的序号; n 为年份. $r_s > 0$ 表示时间序列有上升趋势, $r_s < 0$ 表示有下降趋势. 将 $|r_s|$ 与 Spearman 秩相关系统的临界值 W_p 比较, 如果 $|r_s| > W_p$ 则表示变化趋势有显著的统计学意义. 当 α 显著性水平分别取 0.05 和 0.01 时(单尾检验), Spearman 秩相关系数分别为 0.356 ($n=31$) 和 0.459 ($n=31$).

当相同秩次较多时,会影响 $\sum_{i=1}^n d_i^2$ 值,应采用公式(8)计算校正的等级相关系数 r'_s :

$$r'_s = \frac{\frac{n^3-3}{6} - (t_x + t_y) - \sum d^2}{\sqrt{\left(\frac{n^3-n}{6} - 2t_x\right)\left(\frac{n^3-n}{6} - 2t_y\right)}} \quad (8)$$

式中, t_x, t_y 的计算公式相同,均为 $\sum (t_i^3 - t_i)/12$, 在计算 t_x 时, t_i 为 x 变量的相同秩次数; 在计算 t_y 时, t_i 为 y 变量的相同秩次数.

2.2.2 驱动力量化模型 常用的驱动力量化方法有主成分分析法、多元回归法、线性相关系数法、灰色关联度等^[24-27]. 其中,主成分分析法和多元回归法对样本量和变量数量有较高的要求,且有严格的数学假设,一般的水质分析数据很难达到要求;线性相关系数法对样本数据的分布和关系也有较强的假设;灰色关联度法是一种根据因素之间发展趋势的相似或相依程度衡量因素间关联程度的方法,常用于量化系统发展态势,适用于动态历程分析. 灰色关联度计算过程如下:

(1) 创建原始序列:设有 m 个比较序列 $x_i(j)$, i 为比较序列的数量, $i=1, 2, 3, \dots, m$; j 表示数列 i 的观察值, $j=1, 2, 3, \dots, n$; 一般 $x_0(j)$ 表示参照序列.

(2) 指标标准化:为消除指标单位对计算结果的影响,一般使用初值法、中值法、公值法、极差法、均值法等对变量进行标准化^[24], 本文采用极差法.

$$x_{\text{std}_i}(j) = \frac{x_i(j)_{\max} - x_i(j)}{x_i(j)_{\max} - x_i(j)_{\min}} \quad (9)$$

(3) 构造绝对值序列: $\Delta(j) = x_{\text{std}_i}(j) - x_{\text{std}_0}(j)$, $x_{\text{std}_0}(j)$ 表示参考序列的标准值.

(4) 求解数据灰色关联系数:

$$\gamma_{0i}(j) = \frac{\min_i \min_j |x_0(j) - x_i(j)| + \delta \cdot \max_i \max_j |x_0(j) - x_i(j)|}{|x_0(j) - x_i(j)| + \delta \cdot \max_i \max_j |x_0(j) - x_i(j)|} \quad (10)$$

式中, $\gamma_{0i}(j)$ 是指标第 j 个数据上比较序列 x_i 与参考序列 x_0 的相对差值, 也称为 x_i 对 x_0 在第 j 个数据上的关联系数; δ 为分辨系数, 取值范围为 0 ~ 1, 一般取 0.5. $\min_i \min_j |x_0(j) - x_i(j)|$ 称为两个层次 (即两级) 的最小差, 第一层次的最小差计算是在参考序列 x_0 与第 i 个比较序列的绝对差值中, 选出一个最小的差值, 经过第一层次计算, 可获得 i 个参数; 第二层次的最小差的计算是在第一个层次计算出的 i 个参数中, 再选出一个最小的差值. 两个层次 (即两级) 的最大差计算方法与最小差相似, 只是在每个层次中取最大值.

(5) 求解灰色关联度:

$$\varepsilon_{0i} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \gamma_{0i}(j) \quad (11)$$

式中, $\varepsilon_{0i}(j)$ 表示比较序列 x_i 对参考序列的 x_0 关联度, n 为序列中数据的数量.

3 结果与分析

3.1 水质指标年际变化

选择 COD_{Mn} 、TN、TP、SD、Chl. a 和浮游植物丰度 6 项指标, 表征水体的有机物、营养物质和富营养化状态. 抚仙湖 1980—2011 年各项指标值的年际变化较大. 其中, COD_{Mn} 近 30 年的年均值为 0.68 ~ 1.49 mg/L, 变异系数为 0.164; TP 的平均浓度范围为 0 ~ 0.02 mg/L, 变异系数为 0.615; TN 的平均浓度范围为 0 ~ 0.40 mg/L, 变异系数为 0.620; 反映营养化水平的 3 项指标年际变化有所差异, 其中透明度的平均变化范围为 4.33 ~ 7.70 m, 变异系数为 0.158; Chl. a 浓度的平均变化范围为 0.19 ~ 2.32 mg/m³, 变异系数为 0.572; 浮游植物丰度的平均变化范围和变异系数分别为 $16.67 \times 10^4 \sim 200.32 \times 10^4$ cells/L 和 0.889. 总体来看, TN、TP 和浮游植物丰度的年际变化较大, 而 COD_{Mn} 和透明度则相对较小 (图 1).

从各项指标随时间变化的方向来看, 6 项指标在 1980—1990、1991—2000 和 2001—2011 年 3 个时期年均值显示出一定的差异, 其中 COD_{Mn} 、SD、Chl. a 和浮游植物丰度等 4 项指标的变化方向比较明显, 整体呈现不断恶化的趋势 (图 1), 相比于 1980 年, 2011 年的 COD_{Mn} 上升了 12.3% (0.12 mg/L), SD 下降了 21.2% (1.52 m), Chl. a 浓度和浮游植物丰度则较 1990s 分别上升了 201.3% (1.30 mg/m³) 和 325.4% (84.9×10^4 cells/L); 然而, TN 和 TP 浓度变化则具有显著的不稳定特征, 呈现先上升后下降的变化趋势, 其中 TP 浓度以下降为主, 2011 年 TP 的平均浓度较 2008 年下降了 22.2% (0.0017 mg/L), 而 TN 浓度则以上升为主, 浓度增长了 178.7% (0.11 mg/L). 总体来看, 近 30 年来抚仙湖的水质发生了明显的变化, 但波动性较强, 变化趋势尚不明晰, 为了定量各项水质指标的变化趋势, 需要进行进一步的统计检验.

3.2 时间序列趋势检验

根据 2.2 的检验方法, 计算出 1988—2011 年抚仙湖 6 项水质指标的变化趋势检验值, M-K 和 Daniel 检验结果表明, 在 $\alpha = 0.05$ 水平上, 除 TP 外, 其余 5 项水质指标均表现出显著的变化趋势, 全部通过了 0.01 显著水平上的 M-K 检验, Daniel 检验法也得出类似的结果 (表 1). 其中 COD_{Mn} 、TN、Chl. a 和浮游植物丰度有显著的上升趋势, 表明抚仙湖的有机型污染和氮素污染水平不断加重; SD 有显著的下降趋势, 这与抚仙湖浮游植物增长和叶绿素浓度升高有密切关系. 以上结果表明, 1980 年以来 (Chl. a 浓度和浮游植物丰度为 1990s 以来) 抚仙湖的水质不断下降, 除 TP 指标外, COD_{Mn} 、TN、SD、Chl. a 和浮游植物丰度等 5 项指标均有恶化趋势.

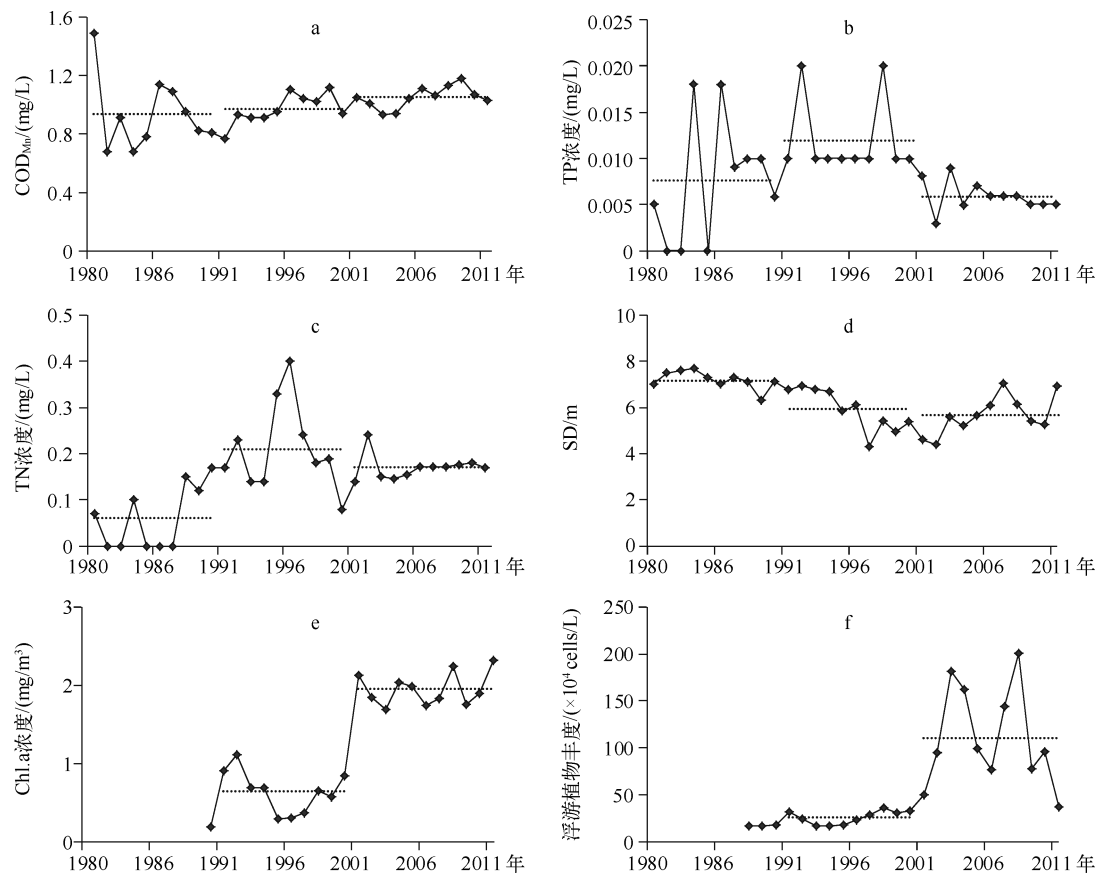


图 1 1980—2011 年抚仙湖湖体污染物年际变化

Fig. 1 Annual mean changes of pollutants in Lake Fuxian during 1980 – 2011

表 1 主要污染物指标 Mann-Kendall 和 Daniel 趋势检验结果

Tab. 1 Mann-Kendall and Daniel trend test of the main pollutants

	COD _{Mn}	TP	TN	SD	Chl. a	浮游植物丰度
M-K 统计值 Z	2.86 **	-1.44	3.25 **	-3.91 **	3.48 **	4.21 **
Daniel 统计值 r _s	0.453 *	-0.082	0.604 **	-0.673 **	0.768 **	0.840 **
变化趋势	上升	下降	上升	下降	上升	上升

* 和 ** 分别表示在 $\alpha=0.05$ 和 0.01 水平上显著相关。

3.3 水环境变化驱动力分析

3.3.1 驱动因子识别 根据 1.1 的分析结果,抚仙湖有机污染和 TN 及富营养化水平有所提高. 一般认为,导致湖泊水质恶化的驱动因子可以分为自然因素和人类活动因素^[16,28]. 从自然环境因素看,影响湖泊水质指标变化的因子一般包括气温、水温、降雨量、风速等,但这些指标往往有较高的相关性,考虑数据的可得性及抚仙湖水量变化小以及其深水湖泊的特征,可以认为水量与风速对其影响较小,故选择水温影响作为自然驱动因子;从经济社会因子看,人口数量、经济社会发展水平和污染物排放量被认为是的湖泊水环境重要驱动因素. 考虑数据的典型性和代表性,遴选点源污染物排放量、主要河流入湖污染量(表征非点源污染水平)、流域人口数量和人均 GDP 等 4 项指标作为经济社会的驱动因子。

3.3.2 驱动因子变化 从水温变化看,1988 年以来,抚仙湖水温呈波动上升趋势(图 2a),其中以 1993—

1999 年上升速度最快,这段时期内水温上升了 1.6°C ,相关研究也表明抚仙湖水温有显著上升趋势^[29].从流域人口规模与经济发展水平看,近年来流域人口数量和人均 GDP 不断增长,2009 年人口数量和人均 GDP 分别较 1988 年增长了 1.2 倍和 20.7 倍,且人均 GDP 增长有不断加速的趋势(图 2b).流域点源污染物排放量的变化可以划分为 3 个不同的发展阶段:1988—1996 年为低速增长阶段,3 种污染物排放量的平均年增速为 1.8%;1997—2002 年排放量增长速度明显提高,为高速增长阶段,平均年增速达到 3.8%;而 2003—2009 表现为相对稳定阶段,平均年增速仅为 0.5%(图 2c).点源污染物排放的时期特征可能与各个时期的流域经济社会发展速度和污染物控制政策相关.4 条主要入湖河流污染物入湖量(图 2d)与水温表现出显著的线性相关性,在 0.01 显著水平上(双侧检验),水温与 COD_{Mn} 、TN、TP 的线性相关系数分别达到 0.733、0.684 和 0.724,原因是水温与降雨量相关关系较强,而降雨量是驱动面源污染物入湖的最重要因素之一.

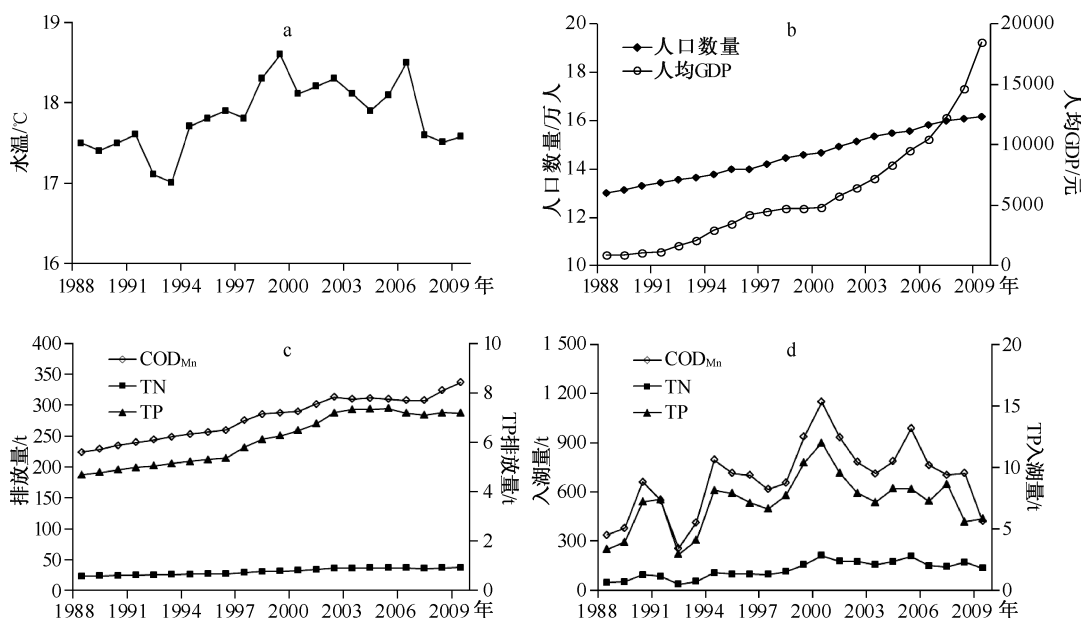


图 2 1988—2009 年抚仙湖流域水质驱动因子

Fig. 2 Driving factors of water quality for Lake Fuxian catchment during 1988–2009

3.3.3 驱动因子与水质关联度 考虑数据的完整性和代表性,Chl. a 浓度和浮游植物丰度由于序列较短不参与驱动力分析.其余 4 项水质指标与驱动因子的灰色关联度计算结果(表 2)显示,驱动因子与水质指标之间有较强的相关性,每项水质指标的前 5 名驱动因子关联程度均达到中等以上相关程度(0.2~0.4 是弱正相关,0.4~0.6 为中等相关,0.6~0.8 达到强正相关).由此说明,抚仙湖水质变化与自然环境演变和经济社会发展水平有密切的联系.总体来看,人口数量和水温是主要的驱动因子,与 COD_{Mn} 、TP 浓度和 SD 等 3 项指标中的关联度均超过 0.7,而点源污染物排放量和主要河流入湖量与水质的关联度则相对较低,人均 GDP 与 4 项指标的关联程度最低,仅为 0.5,这与抚仙湖流域以乡村人口为主要人口(2010 年农业人口占 88.5%),以农业农村面源为主要污染类型的现状有关.以上结果表明:(1) 水温与降雨量的关系密切,而降雨量直接驱动主要河流河水大量进入湖泊,故水温与指标关联度较高,此外,水温对湖体的生物化学作用有直接的影响,所以水温表现出较强的关联性;(2) 本研究统计的主要河流仅为入湖的几条大型河流,覆盖面小,未能反映全部非点源污染情况,故有可能造成对非点源污染物贡献率的低估;(3) 人口数量的灰色关联度高于污染源和人均 GDP,由此说明人类对湖泊的干扰范围不限于生活污染和经济生产活动,其它影响包括对湖滨带破坏、取水、流域下垫面的改变等.

表2 水质指标与主要驱动因子的灰色关联度
Tab. 2 Grey relational degree of water quality and main driving factors

COD _{Mn}		TP 浓度		TN 浓度		SD	
因子	ε	因子	ε	因子	ε	因子	ε
水温	0.759	人口数量	0.752	点源污染物排放量	0.677	人口数量	0.878
人口数量	0.739	水温	0.723	人口数量	0.632	水温	0.825
点源污染物排放量	0.672	点源污染物排放量	0.694	水温	0.617	TP 浓度	0.667
入湖量	0.509	入湖量	0.512	入湖量	0.509	TN 浓度	0.588
人均 GDP	0.503	人均 GDP	0.503	人均 GDP	0.504	人均 GDP	0.503

4 讨论

本研究采用统计方法量化了抚仙湖 1980—2011 年水质变化趋势与主要驱动因子贡献水平. 然而湖泊流域是一个经济—社会—水生态复合系统, 湖体水质变化的驱动机理与影响因素十分复杂, 湖泊水质问题的准确识别需要数据监测、机理研究和分析方法的全面支撑. 目前我国的湖泊水质变化主要集中在浅水湖泊, 如滇池、巢湖和太湖, 对深水湖泊的水质变化机制研究相对较少. 要准确判断抚仙湖水质变化趋势, 必须解决以下问题:

- 1) 优化配置湖体水质监测点位. 抚仙湖的湖泊形状不规则, 南岸与北岸、湖心与岸的水质存在差异, 要获得有代表性的数据, 必须设立足够的监测点位, 目前抚仙湖仅有 4 个水质监测点, 难以保证水质数据的代表性;
- 2) 提高时间分辨率. 开展基于月或日的水质趋势判断能够捕捉更多的数据信息, 例如采用中值或最大值分析可能会获取更有价值的信息;
- 3) 补充水质空间分析. 湖泊水质的空间变化也是反映湖泊水质演变的重要内容;
- 4) 驱动因子选择. 在数据量允许的条件下, 建立多元统计回归可识别更多的驱动因子贡献, 有利于后期环境措施的制定.

5 结论

基于抚仙湖近 31 年的主要水质指标数据, 采用 Mann-Kendall 法和 Daniel 趋势检验法检验了水质的变化趋势, 从经济社会和自然环境角度选择了水质变化的驱动因子, 通过计算水质与驱动因子之间的灰色关联度, 识别了不同因子对水质变化的贡献. 主要结论如下:

- 1) 在 $\alpha = 0.05$ 显著性水平上, 1980—2011 年抚仙湖的 COD_{Mn}、TN、SD、Chl. a (1990—2011 年) 和浮游植物丰度 (1988—2011 年) 等 5 项指标有恶化趋势, 但 TP 没有明显的变化, 表明湖体的有机污染水平和富营养化水平有所提高, 这与流域人口数量增长和化肥施用有密切关系;
- 2) 湖泊水质变化的主要驱动力是水温和流域人口数量两个因子, 它们与水质的平均灰色关联度达到 0.7 以上, 流域人均 GDP 与所有水质因子的关联度均为最小, 表明相对于经济调控, 缓解流域人口压力对解决湖泊水质变化具有重要意义;
- 3) 从不同驱动因子与水质关联度的差异看, COD_{Mn} 与水温的关联度最高, TP 浓度和 SD 关联度最高的因子是人口数量, 而 TN 浓度则与点源污染物排放量关联度最高, 由此可知人类活动对湖泊的富营养化水平提高有显著贡献, 而有机型污染则主要受自然因子驱动, 人类活动尚未超越环境容量.

6 参考文献

[1] 蒋火华, 吴贞丽, 梁德华. 世界典型湖泊水质探研. 世界环境, 2000, (4): 35-37.
[2] Dodds WK, Bouska WW, Eitzmann JL *et al.* Eutrophication of US freshwaters: analysis of potential economic damages. *Environmental Science & Technology*, 2009, 43(1): 12-19.

- [3] Cooper SR, Brush GS. A 2,500-year history of anoxia and eutrophication in Chesapeake Bay. *Estuaries*, 1993, **16**(3B): 617-626.
- [4] Tsugeki NK, Agusa T, Ueda S *et al.* Eutrophication of mountain lakes in Japan due to increasing deposition of anthropogenically produced dust. *Ecological Research*, 2012, **27**(6): 1041-1052.
- [5] 段 旭. 气候变化导致软水渗漏湖泊急剧酸化. 地球科学进展, 1992, **7**(3): 69-72.
- [6] 冯新斌, 洪业汤. 酸沉降对人类的威胁之一: 引起湖泊体系鱼体汞污染. 地质地球化学, 1996, (5): 50-53.
- [7] Zou HX, Sheng GY, Sun C *et al.* Distribution of organic contaminants in Lake Taihu. *Water Research*, 1996, **30**(9): 2003-2008.
- [8] Gao XY, Shi XR, Cui YB *et al.* Organic pollutants and ambient severity for the drinking water source of western Taihu Lake. *Ecotoxicology*, 2011, **20**(5SI): 959-967.
- [9] 师莉莉, 杨晓红. 滇中三大湖泊氮、磷水质变化趋势研究. 环境科学导刊, 2007, **26**(增刊): 67-69.
- [10] 荆春燕, 张秀敏, 赵祥华. 抚仙湖水质变化趋势分析. 云南环境科学, 2004, **23**(增刊): 110-111.
- [11] 方建华. 抚仙湖水质现状、趋势及其综合整治对策. 云南环境科学, 1999, **18**(1): 17-19.
- [12] 李荫玺, 刘 红, 陆 娅等. 抚仙湖富营养化初探. 湖泊科学, 2003, **15**(3): 285-288.
- [13] 曾海鳌, 吴敬禄. 近 50 年来抚仙湖重金属污染的沉积记录. 第四纪研究, 2007, **27**(1): 128-132.
- [14] 中国科学院南京地理与湖泊研究所. 抚仙湖. 北京: 海洋出版社, 1990: 317.
- [15] 刘 茹, 韦春元, 周洪英等. 黄河三门峡库区水质变化趋势分析. 中国水利, 2004, (17): 33-34.
- [16] 靳晓莉, 高俊峰, 赵广举. 太湖流域近 20 年社会经济发展对水环境影响及发展趋势. 长江流域资源与环境, 2006, **15**(3): 298-302.
- [17] 李艳华. 云南省境内怒江流域水质变化趋势分析. 云南环境科学, 2006, **25**(增刊): 119-121.
- [18] 李俊峰, 盛 东, 程晓如等. 玛纳斯河流域水质变化趋势分析. 水资源保护, 2008, **24**(4): 10-13.
- [19] 钱 磊, 陈 方, 高 怡. 2000—2009 年太湖主要入湖河道水质变化趋势分析. 水电能源科学, 2010, **28**(11): 41-43.
- [20] 黄俊雄, 徐宗学. 太湖流域 1954—2006 年气候变化及其演变趋势. 长江流域资源与环境, 2009, **18**(1): 33-40.
- [21] 刘秀花, 胡安焱. 汉江丹江口水库水质变化趋势研究. 人民长江, 2008, **39**(15): 36-38.
- [22] 诸 敏. 太湖水质变化趋势及其保护对策. 湖泊科学, 1996, **8**(2): 133-138.
- [23] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术. 北京: 气象出版社, 1999: 69.
- [24] 徐姗楠, 陈作志, 何培民. 人类活动对浙江近海赤潮发生频率的影响分析. 海洋环境科学, 2007, **26**(3): 232-236.
- [25] 罗庆成, 徐国新. 灰色关联分析与应用. 南京: 江苏科学技术出版社, 1989.
- [26] 刘思峰, 郭天榜. 灰色系统理论及其应用. 开封: 河南大学出版社, 1991.
- [27] 陈静生, 李荷碧, 夏星辉等. 近 30 年来黄河水质变化趋势及原因分析. 环境化学, 2000, **19**(2): 97-102.
- [28] 许 诗, 刘志明, 王宗明等. 1986—2008 年吉林省湖泊变化及驱动力分析. 湖泊科学, 2010, **22**(6): 901-909.
- [29] 谷桂华. 抚仙湖水温特征及趋势分析. 人民珠江, 2008, (5): 38-39.