

王天阳,王国祥. 2007. 昆承湖水质参数空间分布特征研究 [J]. 环境科学学报, 27(8): 1384 - 1390  
Wang T Y, Wang G X. 2007. Spatial distribution of water quality parameters in Lake Kuncheng[J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 27(8): 1384 - 1390

# 昆承湖水质参数空间分布特征研究

王天阳<sup>1,2</sup>, 王国祥<sup>1,\*</sup>

1. 南京师范大学地理科学学院,南京 210046

2. 浙江师范大学,金华 321004

收稿日期:2006-08-01 修回日期:2007-02-15 录用日期:2007-04-10

**摘要:**为了分析湖泊水质参数的空间分布特征,在面积为  $17.57 \text{ km}^2$  的昆承湖布设水质监测点 18 个,运用基于 Arc GIS 的地统计学组件分析了湖区水质参数的空间分布特性。结果表明,昆承湖水质参数的空间结构变异性是客观存在的,各主要水质参数都具有块金效应;对昆承湖水质参数进行克立格插值,并绘制空间分布图,发现湖区各主要水质参数的空间异质性比较明显。其中,DO 浓度呈西高东低之势;TN 和  $\text{NH}_4^+ \text{-N}$  的高浓度区主要集中在湖东北部和东部;TP 的变化最为复杂,高浓度区主要分布在东北部和湖西的部分区域;Chla 除在湖心较小区域出现低值,在整个湖区浓度均较高。

**关键词:**地统计学;水质参数;空间结构;昆承湖

文章编号:0253-2468(2007)08-1384-07 中图分类号:X524 文献标识码:A

## Spatial distribution of water quality parameters in Lake Kuncheng

WANG Tianyang<sup>1,2</sup>, WANG Guoxiang<sup>1,\*</sup>

1. The College of Geographical Science, Nanjing Normal University, Nanjing 210046

2. Zhejiang Normal University, Zhejiang 321004

Received 1 August 2006; received in revised form 15 February 2007; accepted 10 April 2007

**Abstract:** Spatial characteristics are very important for water quality assessment and environmental control of a lake. A total of 18 samples were collected in Lake Kuncheng, which has a total area of  $17.57 \text{ km}^2$ . Spatial variation characteristics of the lake were studied using the geostatistical component of Arc GIS. The results document the spatial variability of the water quality parameters and the nugget effect of each parameter. Interpolation with ordinary kriging was applied to identify different levels of water pollution and their spatial structure figures were outlined. The figures show spatial heterogeneity of the main parameters. The DO concentration is higher in the west. The TN and  $\text{NH}_4^+ \text{-N}$  concentrations are high mainly in the northeast and east. The spatial heterogeneity of TP is very complicated, with high concentrations mainly in the northeast and west. The Chla concentration is high over the whole lake except for a small area in the middle. These results should be instructive to the environmental management of Lake Kuncheng.

**Keywords:** geostatistics; water quality parameter; spatial structure; Lake Kuncheng

### 1 引言( Introduction)

研究分析湖泊水质参数的时空变化特点是评价湖泊水环境质量、探明污染来源、治理和改善湖泊环境的重要基础。以往对湖泊水环境进行研究,一般采用抽样观察、并假定所研究的变量为纯随机变量,然后运用经典统计学进行研究的方法。该方法只能分析某一区域水质参数的大小及总体离散程度等问题,不能反映局部的变化特征,同时忽略

了样本在空间分布上具有的相关性。显然,应用该方法分析湖泊水环境这样的空间问题是不准确的(龚绍琦,2006)。

由于湖水流流动性差,加上水流、地形等因素的影响,导致了湖水中各水质参数的空间分布极不均匀,即具有空间变异性。这种空间变异性具有结构性(空间相关性)和随机性双重特征,故可以将相互间具有一定相关性的水质参数看作是“区域化变量”。区域化变量正是地统计学所要研究的对象。与

基金项目:教育部科技创新工程重大项目(No. 705824);江苏省重点科技专项(No. BM2002701)

Supported by the Ministry of Education Technological Innovation Engineering Key Projects (No. 705824) and Jiangsu Province Key Science and Technology Project (No. BM2002701)

作者简介:王天阳(1977—),女,博士研究生; \* 通讯作者(责任作者),E-mail: wangguoxiang@njnu.edu.cn

Biography: WANG Tianyang(1977—), female, Ph. D. candidate; \* Corresponding author,E-mail: wangguoxiang@njnu.edu.cn

经典的方法不同,地统计学考虑样点的方向、位置和彼此间的距离,直接测定和分析空间依赖性,用于研究有一定随机性和有一定结构性的各种变量的空间分布规律(刘瑞民等,2001)。因此,可以应用地统计学原理与方法研究湖泊水质参数的空间变异问题。我国应用地统计学方法开展湖泊水质空间变异性的研究主要集中在太湖流域,如刘瑞民、王学军等(刘瑞民等,2001;2002;)探讨了太湖水质中部分理化指标(总悬浮物 SS、透明度 SD、叶绿素 a 等)的空间分布特征;李一平等(2005)采用主成分分析和 Kriging 空间内插法计算出太湖 14 个水质指标的空间分布特征和随时间的变化规律。此外,马凯等(2004)构建了保安湖理化因子 GIS 数据库,模拟保安湖的生态因子场,并通过栅格统计获得了全湖水环境的整体特征。

昆承湖水质污染目前已严重影响了周边地区的可持续发展,并对当地人们的身体健康造成潜在的危害。分析湖泊水质参数空间分布特征是进行湖泊环境评价的重要环节,也是治理湖泊污染的基础。因此,本文运用地统计学的理论和方法对昆承湖水质参数的空间分布变异性进行探讨,旨在为昆承湖环境综合整治提供理论依据。

## 2 研究区概况 (Research region survey)

昆承湖位于江苏省常熟市虞山镇城区西南部,  $31^{\circ}37'1'' \sim 31^{\circ}33'44''N$ 、 $120^{\circ}45'57'' \sim 120^{\circ}43'14''E$  之间, 现存面积  $17.57 km^2$ 。昆承湖是常熟市的主要湖泊,历史上湖内水生植物茂盛,水质清澈见底,优质天然鱼类等水产品十分丰富。自 20 世纪 70 年代以来,由于不合理的渔业养殖、环湖开发、工业排污以及流域内人口增长等,昆承湖的水环境质量每况愈下,呈现出比较严重的富营养化现象。

## 3 数据的采集与研究方法 (Data acquisition and research methods)

### 3.1 样品的采集与处理

按照我国水环境及湖泊调查规范,根据目前昆承湖功能分区及污染源的分布等设定水质采样点位置。湖区共设监测点 18 个,主要考虑以下一些测点: 主要流入河流入湖后完全混合的地点; 湖水流岀的地点; 湖中心区、北湖、南湖; 主要点源排放口; 主要的景观区、人口密集区(见图 1)。

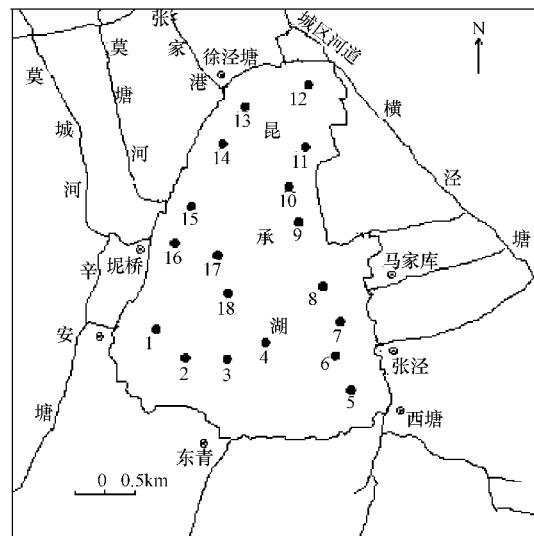


图 1 昆承湖水质监测点分布图

Fig. 1 Distribution of water quality monitoring points

根据历史调查可知<sup>1)</sup>, 昆承湖夏季水质优于其它季节, 判断出昆承湖夏季水质状况就可以基本掌握昆承湖全年水环境状况, 因此, 本次采样数据均来自 2005 年夏季。主要监测项目包括 pH、溶解氧 (DO)、营养盐 (TP、TN、 $NH_4^+ - N$ )、高锰酸盐指数、BOD<sub>5</sub> 以及叶绿素 a (Chla) 等。样品分析方法按国家环境保护总局《水和废水监测分析方法》(国家环境保护局, 2002) 进行。

### 3.2 研究方法

地统计学是近几十年发展起来的一种处理空间数据的方法。20 世纪 60 年代由法国著名统计学家 Matheson 在研究 Krige 和 Sichel 提出的矿产品位和储量方法的基础上建立起来。地统计学是以统计学中区域化变量理论为基础、以变异函数为主要工具、以在空间分布上既有随机性又有结构性的自然现象(如矿石品位、矿体的厚度、物化探观测值等) 所存在的空间分布结构特征及变化规律为研究对象的科学(Webster R, 1985)。

地统计学主要包括空间结构分析和空间估计(克立格法)2 部分。近些年来, 利用半方差函数 (Simevariogram) 对空间结构进行分析, 以及克立格 (Kriging) 插值预测方法受到了地学家和生态学家的广泛关注(赵斌, 2000)。Kriging 法是基于这样一种理解, 即用于推断的研究对象的已知值之间相互不是完全独立的, 而是存在着一定的相关关系; 这

1)《常熟昆承湖环境整治与生态修复规划报告书》, 2006

种相关性既随数据点之间的距离变化,也随方向变化,并可用变异函数来表征这种区域化变量的空间结构性(张征,1995).以 $Z(i)$ 和 $Z(i+h)$ 分别表示间隔距离为 $h$ 的2样本点 $x(i)$ 和 $x(i+h)$ 的实际观测值,则其变异函数及普通Kriging方差表达式为(侯景儒,1998):

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

$$\sigma_k^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i^o \gamma(h_{io}) + \mu \quad (2)$$

式中, $r(h)$ 是 $h$ 的半方差函数值; $N(h)$ 是间隔距离为 $h$ 的所有样本点的配对数; $h$ 是2样本点的间隔距离,也称滞后距离. $\mu$ 为拉格朗日乘子; $\lambda_i^o$ 为Kriging权系数; $\gamma(h_{io})$ 代表水质参数随机场待估点 $x_0$ 与信息点 $x_i$ 之间的变异函数值,二者均可由水质参数空间结构分析结果获得.普通Kriging方差的大小是由参估信息点与待估点之间的变异函数值拉格朗日乘子以及Kriging权系数所决定的,而与参估信息值的大小无关.

Arc GIS是美国环境系统研究所ESRI研制开发的地理信息系统软件,也是世界上应用最广泛的GIS软件之一,它具有强大的分析功能,能够对地理

位置和与该位置有关的地物属性进行叠加、缓冲等各种空间分析(张世熔,2004).本文利用其新增加的地统计学组件Geostatistics进行昆承湖水质数据的基本统计、变异函数建模和Kriging插值,完成对昆承湖水质的空间分布规律及污染态势的分析研究.

#### 4 结果与分析(Results and analysis)

##### 4.1 主要水质参数的监测结果统计分析

昆承湖18个监测点的水质参数监测值的统计结果见表1.依统计结果,整个湖区的DO均较高,这主要是由于夏季昆承湖湖面风浪较大、湖水受扰动所致.全湖水体TN、TP、BOD<sub>5</sub>的平均浓度分别为2.09、0.175、6.1 mg·L<sup>-1</sup>,根据《地表水环境质量标准GB 3838-2002》,均劣于V类水质标准;NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N和高锰酸盐指数平均值的分别为1.13和7.35 mg·L<sup>-1</sup>,基本满足IV类水质标准;Chla为81.9 mg·m<sup>-3</sup>,根据湖泊富营养化评价标准(金相灿,1990),已经达到富营养化水平.总之,昆承湖水质状况较差,且处于富营养化状态.

表1 昆承湖水质参数基本统计结果

Table 1 Statistical Results of Water Quality Parameters in Kuncheng Lake

统计值	DO/(mg·L <sup>-1</sup> )	pH	TN/(mg·L <sup>-1</sup> )	TP/(mg·L <sup>-1</sup> )	NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> -N/(mg·L <sup>-1</sup> )	高锰酸盐指数/(mg·L <sup>-1</sup> )	BOD <sub>5</sub> /(mg·L <sup>-1</sup> )	Chla/(mg·m <sup>-3</sup> )
算术均值	7.37	7.9	2.09	0.180	1.136	7.35	6.1	81.9
标准差	0.98	0.2	0.22	0.078	0.300	0.60	1.9	21.9
变异系数	13.75%	2.58%	10.65%	45.69%	27.42%	8.40%	32.19%	27.4%

变异系数(CV)是表征各样本间变异程度的重要尺度.由表1中昆承湖8种水质参数的变异系数排序可判断其空间变异程度依次为:pH<高锰酸盐指数<TN<DO<NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N<Chla<BOD<sub>5</sub><TP.按变异系数大小将水质参数的变异性进行粗略分级:CV<10%为弱变异性;CV=10%~30%为中等变异性;CV>30%为强变异性(张征,1999).因此,各项指标中,pH和高锰酸盐指数属于弱变异,而DO、TN和NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N、Chla则属于中等变异,TP和BOD<sub>5</sub>属于强变异.

##### 4.2 水质参数的空间结构分析

结构分析的目的是建立一个变异函数的理论模型,用它来定量地概括昆承湖水质参数的全部有

效的结构信息,表征变量的主要空间结构特征(侯景儒,1998).

4.2.1 参数最优估计 基于模型(Model-based)的地统计学方法,提供了一个将空间和时间坐标结合进行数据处理过程的有力工具,它通过半方差(Semivariogram)描述空间分布模式及空间相关性,并通过克立格插值(Kriging)方法预测未采样点的水质状况(刘瑞民,2002).在计算各水质参数半方差的基础上,采用球状模型 $r(h) = C_0 + C_1h + C_2h^2 + C_3h^3$ 进行拟合,并计算相应模型的有关参数,如块金值( $C_0$ )、基台值( $C_0 + C$ )、变程、长轴方位角等.各水质参数的最佳拟合模型及相关参数见表2.

表2中,变程也称相关程或空间依赖范围,是指

在变异差函数趋于稳定或不再增加时的间隔距离,表征指标的空间自相关范围;长轴和短轴变程代表不同方向的自相关距离,超过这个距离就不存在自相关了。长轴方位角代表长轴也就是自相关距离最大的方向。水体中营养盐(N、P)浓度直接决定着水体的营养程度。从表2可以看出,昆承湖中TN和TP浓度的空间变化具有相似性,2项指标的长、短轴变程和长轴方位角都相近,说明其可能具有相同的污染来源,并且在空间分布上相互影响;而Chla浓度的空间变异性又与TN、TP浓度的分布密切相关,三者的长轴变程较为相近,但短轴变程和长轴方位角有所差异,说明Chla浓度分布虽然主要受TN、TP浓度的影响,但由于其它因素(水文等)的作用,又存在变异;水体中pH值和NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N浓度也具有一定的相关性,当NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N浓度高时,pH值也将随之升高,因此,这2项指标的变程和方位角都比较接近。块金值( $C_0$ )表示由实验误差和小于实际取样尺度

引起的变异,即随机部分引起的空间异质性,块金值大表明较小尺度上的某种过程不可忽视。基台值( $C_0 + C$ )表示通常系统内总变异,系统变量空间变异的性质可用块金值与基台值之比  $C_0/(C_0 + C)$  描述,反映了在空间变异的成分中区域因素和非区域因素谁占主导作用。该比值大于0.5,说明由非区域因素所引起的变异要大于由区域因素所引起的变异,反之则是区域因素的作用大于非区域因素。表2中DO、pH、TN、TP、NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N、BOD<sub>5</sub>和Chla的空间异质程度均小于0.5,说明昆承湖水质的空间变异主要是由区域因素引起;而高锰酸盐指数的比值大于0.5,说明其由非区域因素所引起的变异作用要大于由区域因素所引起的变异。上述水质的空间结构参数表明,大部分水质参数的空间结构参数比较一致,这反映了导致湖泊富营养化的主要影响因素比较一致。

表2 昆承湖水质的变异函数模型

Table 2 Semivariance models of Water Quality Parameters in Kuncheng Lake

指标	变异函数模型	趋势阶数	变程/m		长轴方位角/(°)	C	$C_0$	$C_0/(C_0 + C)$
			长轴	短轴				
DO	球状	1	216.45	89.20	284.0	0.950	0.03800	0.03846
pH	球状	1	110.35	46.45	345.9	0.037	0.00004	0.001000
TN	球状	1	119.75	39.66	352.7	0.128	0.00012	0.00094
TP	球状	1	118.35	41.86	358.3	0.001	0.00001	0.00990
NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> -N	球状	1	110.35	42.50	354.1	0.072	0.02400	0.25000
高锰酸盐指数	球状	1	236.40	36.34	353.2	0.108	0.27700	0.71948
BOD <sub>5</sub>	球状	1	236.47	38.80	65.9	2.317	1.25600	0.35153
Chla	球状	1	109.83	73.49	260.7	524.800	0.00000	0.00000

4.2.2 模型检验 变异函数建模和克里格插值的误差由交叉验证法检验。其基本思路是依次假设每一个实测数据点未被测定,由所选定的变异模型,根据  $N - 1$  个其它测定点数据用特定的克里格方法估算这个点的值。设测定点的实测值为  $Z(x_i)$ ,预测值为  $Z'(x_i)$ ,二者的标准化值分别为  $Z_1(x_i)$  和  $Z_2(x_i)$ ,通过分析误差来检验模型的合理性(王政权,1999):

$$ME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z(x_i) - Z'(x_i)] \quad (3)$$

$$MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z_1(x_i) - Z_2(x_i)] \quad (4)$$

$$ASE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z'(x_i) - (\sum_i^N Z'(x_i))/N]^2} \quad (5)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z(x_i) - Z'(x_i)/N]^2} \quad (6)$$

$$RMSSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z_1(x_i) - Z_2(x_i)/N]^2} \quad (7)$$

评价模型及其参数是否合适或合适的程度按以下标准综合进行:①平均误差 ME 的绝对值最接近于0;②标准化平均误差 MSE 最接近于0;③平均标准误差 ASE 与均方根误差 RMSE 最接近;④标准化均方根误差 RMSSE 最接近于1。从表3预测误差的分析可知,各项指标的克立格插值方法的误差基本满

足评价标准,这就表明了克立格插值方法在昆承湖

的实际应用中确实有效、可行。

表3 预测误差

Table 3 Predicted error

指标	ME	MSE	ASE	RMSE	RMSSE
DO	0.029	0.037	0.730	0.650	0.949
pH	0.020	0.010	0.160	0.143	0.870
TN	0.014	0.011	0.290	0.340	1.210
TP	0.008	0.057	0.075	0.097	1.143
$\text{NH}_4^+ \text{-N}$	0.059	0.023	0.273	0.329	1.154
高锰酸盐指数	0.015	0.014	0.640	0.610	0.970
$\text{BOD}_5$	0.099	0.049	1.854	1.876	0.990
Chla	0.046	0.010	20.060	19.070	1.077

4.2.3 空间分布图分析 为了更直观地反映水质参数在昆承湖中的分布状况,应用克立格法的最优插值原理与方法,以昆承湖岸线为边界,对水质参

数进行整个昆承湖插值,并生成水质参数的空间分布图。由于篇幅所限,这里仅给出 DO、pH、TN、TP、 $\text{NH}_4^+ \text{-N}$ 、Chla 的空间分布状况(图 2)。

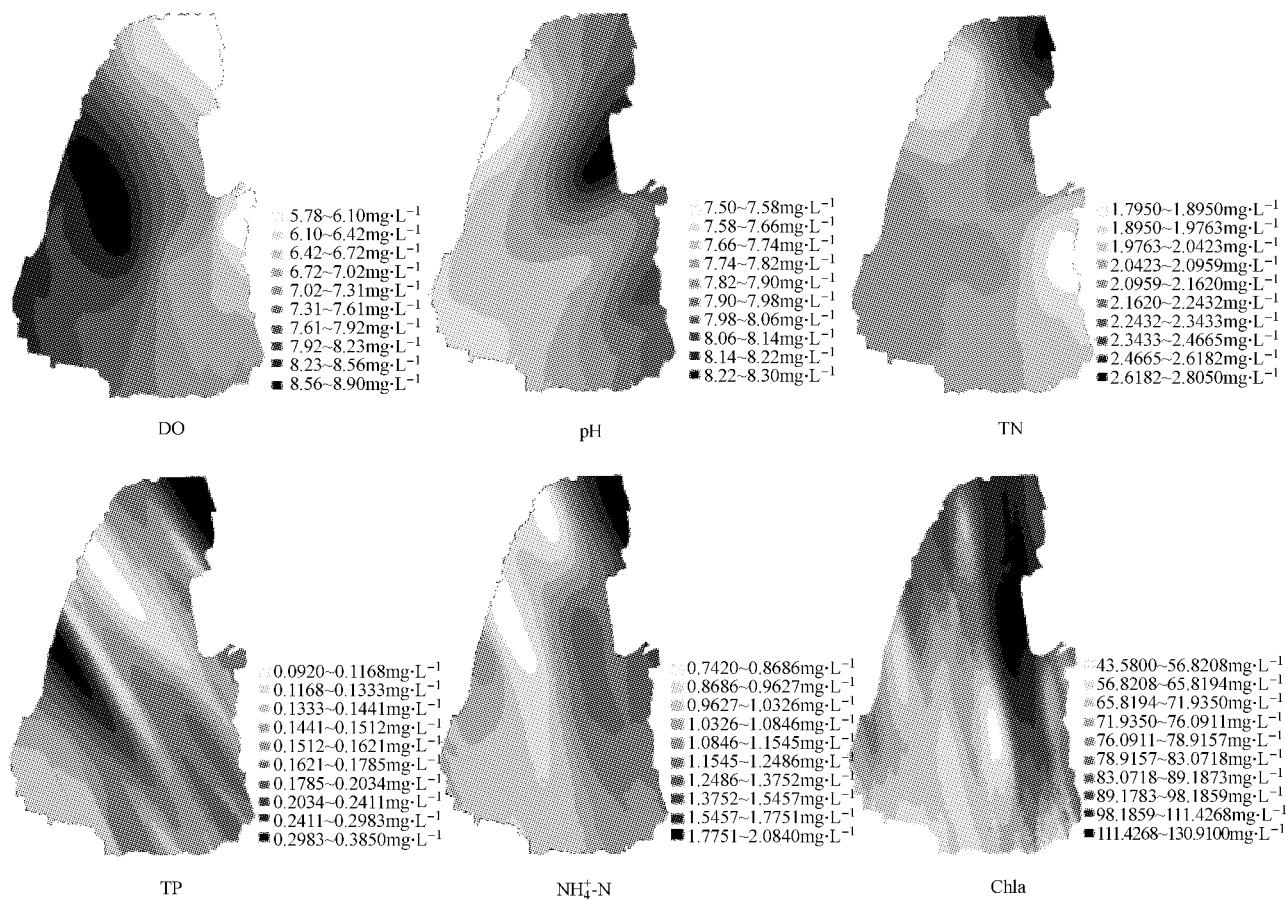


图2 昆承湖水质参数的空间分布图

Fig. 2 The distribution of water quality parameters in Kuncheng Lake

从图 2 可以看出,各主要水质因子在湖中分布具有非常明显的空间异质性,且各自的变化趋势亦

非常迥异。其中,DO 浓度的空间分布整体呈西高东低之势,浓度较高的区域集中在湖区西部和西南

部。从 pH 值空间分布图可以观察到全湖有 2 处 pH 水平较高区域,一处位于湖东北部,另一处则位于湖东部,浓度最低区域位于湖西部,整体呈现出西部低、东部高的趋势。营养盐指标中,TN 的高浓度带位于湖的东北部,西南部略低,西北和东南部最低。TP 浓度在湖中起伏较大,全湖出现了 2 个浓度峰,分别位于湖东北部和湖西的部分区域;此外,湖东南部也有浓度较高区域分布,全湖 TP 浓度最低值出现在西北部一小片区域。 $\text{NH}_4^+$ -N 的高浓度区主要集中在湖区东北部和东部,而西部和南部都较低,整体上呈由东向西逐渐降低的趋势,与 pH 值的分布比较相似。Chla 在整个湖区浓度均较高,高浓度区主要集中在湖北部和东部,其它湖区略低。根据现状调查,昆承湖的污染主要来自周边城镇的工业、居民生活、农田灌溉、围网养殖和入湖河道的汇入。昆承湖的入湖河道污染较为严重,尤其对北湖区影响最大,仅张家港(图 1)每年带入昆承湖 N(以  $\text{NH}_4^+$ -N 计)就可达到 39 t。昆承湖周围工业企业密集,且大部分来源于化工企业,成分复杂,对昆承湖水体及周围居民危害较大;工业污水主要经莫塘河、莫城河、辛安塘(图 1)等汇入昆承湖,这些河道主要位于湖区北部和西部,是造成这 2 个区域污染的主要原因;虽然湖东南部也受有大量工业、城镇生活污水的汇入,但东南部为昆承湖出流区,一定程度上降低了污染浓度。昆承湖围网养殖面积达  $0.55\text{ km}^2$ ,主要集中在湖区北部和东部,每年向昆承湖输入氮 11.3 t、磷 1.6 t,因此,围网养殖也是昆承湖富营养化重要污染源之一。由此可见,人类活动加剧了昆承湖水质的恶化,是造成该湖富营养化的主要因素,并在一定程度上对湖泊水质异质性格局的形成起到了重要作用。但从各主要水质指标的空间分布图中可以看出,对于工业污染较重的湖西部,其营养盐的浓度并不很高,说明昆承湖本身的水文特征对该湖水质的空间异质性也产生了一定影响。

从以上分析可知,利用空间分布图不仅可以很明显地看出各项水质参数在整个湖区的空间分布状况,而且有助于了解湖区的污染来源和营养程度异常区域。这样比零散的采样数据更直观、有效,更有利人们的分析和研究,对于不同的区域采用不同的措施加以解决环境污染问题。

## 5 结论(Conclusions)

1) 昆承湖水质参数的空间结构变异性是客观

存在的,各主要水质参数都具有块金效应。

2) 昆承湖水体富营养化空间特征为 DO 浓度呈西部高,东部低之势; $\text{TN}$  和  $\text{NH}_4^+$ -N 的高浓度区则主要集中在湖东北部和东部;TP 的变化最为复杂,高浓度区主要分布在东北部和湖西的部分区域;Chla 除在湖心较小区域出现低值,在整个湖区浓度均较高。

3) 昆承湖水质的空间异质性是人类活动和湖泊自身水文特征共同作用的结果,研究结果对昆承湖的水环境管理和环境综合整治有一定的参考价值。

**致谢:**江苏省环境科学研究院、常熟市环境保护局以及南京师范大学地理科学学院的曹昀、杨文斌、李强、葛绪广、王文林、李振国、王治良、徐瑶、马婷、王锦旗、温腾等参加和支持了研究工作,在此谨表谢意。

**通讯作者简介:**王国祥(1963—),男,教授,博士生导师,主要从事水环境生态修复等研究工作。E-mail: wangguoxiang@njnu.edu.cn.

## References:

- Gong S Q, Huang J Z, Li Y M, et al. 2006. Research on Spatial Variability of Water Quality Parameter and Their Adequate Sampling Amount in Meiliang Bayou of Taihu Lake[J]. Geography and Geo-Information Science, 22(2): 50—54 (in Chinese)
- Hou J R, Yin Z N, Li W M, et al. 1998. Practical Geostatistics[M]. Beijing: Geological Publishing House, 36—44 (in Chinese)
- Jin X G, Tu Y Q. 1990. Investigation Criteria of Lake eutrophication (second edition) [M]. Beijing: China Environmental Science Press, 23—213 (in Chinese)
- Li Y P, Pang Y, Xiang J. 2005. Analysis to the Characteristics of Temporal and Spatial distribution of the pollutant and the law of release from sediment in Taihu Lake [J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 25(3): 300—306 (in Chinese)
- Liu R M, Wang X J, Wang C H, et al. 2001. Application of Geostatistics in Studying Spatial Distribution of Chlorophyll A in Lakes [J]. Agro-environmental Protection, 20 (5): 308—310 (in Chinese)
- Liu R M, Wang X J, Zheng Y, et al. 2002. The application of geostatistics in the study of water quality of Taihu Lake[J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 22(2): 209—212 (in Chinese)
- Ma K, Cai Q H, Xie Z C, et al. 2004. Pattern Analysis on Ecological Factor Fields in the Baoan Lake, China[J]. Acta Hydrobiologica Sinica, 28(6): 581—586 (in Chinese)
- State Environmental Protection Administration of China. 《The methods of Monitor and Analysis on Water and Waste Water》editorial board.

2002. The methods of Monitor and Analysis on Water and Waste Water [M]. Beijing: China Environmental Science Press, 248—370 (in Chinese)
- Wang Z Q. 1999. Using Geostatistics in Ecology[M]. Beijing: Science Press, 65—78 (in Chinese)
- Webster R. 1985. Quantitative Spatial Analysis of Soil in the Field [J]. Advance in Soil Science, 3(1): 1—70
- Zhang S R, Huang Y F, Li B G. 2001. Trend effect and anisotropy of soil particle composition in alluvial regions[J]. Transactions of The Chinese Society of Agricultural Engineering, 20(1): 56—60 (in Chinese)
- Zhang Z, Zhang R Q, Xu H L, et al. 1995. Estimation of Spatial Distribution of Permeability In Karst Water-Bearing Media By Kriging[J]. Carsologica Sinica, 14(3): 1—8 (in Chinese)
- Zhang Z, Cheng Z F, Wang E X, et al. 1999. The accuracy analysis on Kriging estimation of the geotechnical parameters random fields and a approach to the outliers processing [J]. Chinese Journal of Geotechnical Engineering, 21 (5): 586—590 (in Chinese)
- Zhao B, Cai Q H. 2000. An Application of Geostatistical Analysis in Freshwater[J]. Acta Hydriobiologica Sinica, 24 (5): 514—520 (in Chinese)
- Zhou G F, Xu R M. 1998. Biogeostatistics[M]. Beijing: Sciences Press (in Chinese)
- 中文参考文献：**
- 龚绍琦, 黄家柱, 李云梅, 等. 2006. 太湖梅梁湾水质参数空间变异及合理取样数目研究 [J]. 地理与地理信息科学, 22 (2): 50—54
- 国家环境保护总局《水和废水监测分析方法》编委会. 2002. 水和废水监测分析方法(第4版)[M]. 北京: 中国环境科学出版社, 248—370
- 侯景儒, 尹镇南, 李维明, 等. 1998. 实用地质统计学[M]. 北京: 地质出版社, 36—44
- 金相灿, 屠清瑛. 1990. 湖泊富营养化调查规范(第2版)[M]. 北京: 中国环境科学出版社, 23—213
- 李一平, 逢勇, 向军. 2005. 太湖水质时空分布特征及内源释放规律研究[J]. 环境科学学报, 25(3): 300—306
- 刘瑞民, 王学军, 王翠红, 等. 2001. 应用地统计学方法研究湖泊叶绿素a的空间分布[J]. 农业环境保护, 20(5): 308—310
- 刘瑞民, 王学军, 郑一, 等. 2002. 地统计学在太湖水质研究中的应用[J]. 环境科学学报, 22(2): 209—212
- 马凯, 蔡庆华, 谢志才, 等. 2004. 保安湖生态因子场格局分析[J]. 水生生物学报, 28(6): 581—586
- 王政权. 1999. 地统计学及在生态学中的应用[M]. 北京: 科学出版社, 65—78
- 张世熔, 黄元仿, 李保国. 2004. 冲积平原区土壤颗粒组成的趋势效应与异向性特征[J]. 农业工程学报, 20(1): 56—60
- 张征, 张人权, 徐恒力, 等. 1995. 定量预测岩溶含水介质渗透性空间分布的克立格法[J]. 中国岩溶, 14(3): 1—8
- 张征, 程祖锋, 王恩祥, 等. 1999. 岩土参数随机场空间最优估计精度分析与特异值研究[J]. 岩土工程学报, 21 (5): 586—590
- 赵斌, 蔡庆华. 2000. 地统计学方法在水生态系统研究中的应用[J]. 水生生物学报, 24(5): 514—520
- 周国法, 徐汝梅. 1998. 生物地理统计学[M]. 北京: 科学出版社