

春季巢湖水温和水体叶绿素 a 浓度的变化关系*

荀尚培^{1,2}, 杨元建^{1,2**}, 何彬方^{1,2}, 范伟^{1,2}, 张宏群^{1,2}

(1: 安徽省气象科学研究所, 合肥 230031)

(2: 安徽省大气科学与卫星遥感重点实验室, 合肥 230031)

摘要: 根据2007年3-6月的巢湖逐时气象观测资料和水环境监测资料, 分析了水体叶绿素 a 浓度、水温和气温的时间变化规律以及相互之间的关系。结果表明: 水温日变化幅度小于气温日变化幅度, 多项式拟合决定系数较高, 为0.81; 水温与水体叶绿素 a 浓度逐时变化关系不稳定, 线性拟合决定系数变化范围为0到0.91, 平均为0.35; 水温日平均与水体叶绿素 a 浓度日平均的相关性较逐时的相关性要好, 与水温和叶绿素 a 浓度阈值有关。巢湖东半湖叶绿素 a 浓度变化与前期单天、累积水温变化密切相关, 而西半湖叶绿素 a 浓度则与同期水温的相关性好。

关键词: 水温; 叶绿素 a; 巢湖

Analysis of relationship between spring water temperature and chlorophyll-a in Lake Chaohu

XUN Shangpei^{1,2}, YANG Yuanjian^{1,2}, HE Binfang^{1,2}, FAN Wei^{1,2} & ZHANG Hongqun^{1,2}

(1: *Anhui Institute of Meteorological Sciences*, Hefei 230031, P. R. China)

(2: *Key Laboratory of Atmospheric Science and Satellite Remote Sensing of Anhui Province*, Hefei 230031, P. R. China)

Abstract: Based on monitoring data of air temperature, water temperature and Chlorophyll-a (Chl. a) in Lake Chaohu from March to June in 2007, the relationship between air temperature, water temperature and Chl. a concentration were analyzed using statistical methods. The results showed that: The daily determination coefficient of determination of quadratic polynomial fit between T_a and T_w was the highest (0.81). The hourly coefficients of determination between T_w and Chl. a concentrations varied in a wide range (0-0.91), and their mean value was 0.35. The correlation between daily T_w and Chl. a concentrations was higher than that of the hourly data. Furthermore, the correlation between Chl. a and cumulative water temperature of some single day was very high in the eastern part of Lake Chaohu while the correlation was low in western part of the Lake Chaohu. However, correlation between day-to-day Chl. a and water temperature was much better in the WCL than that in the ECL.

Keywords: Water temperature; chlorophyll-a; Lake Chaohu

藻类水华暴发是指在一定环境条件下形成的藻类过度繁殖和聚集的现象, 是水体环境因子如 TN、TP、温度、光照、pH、流速和溶解氧等综合作用的结果^[1-5]。在水华暴发过程中, 温度是藻类进行光合作用的必要条件, 决定细胞内酶反应的速率, 并与植物的合成代谢、呼吸强度以及水中异样细菌等微生物的生理活性均有着密切的关系, 是影响藻类水华暴发的环境因子中的主导因子^[6], 也是蓝藻水华暴发预警系统中的核心监测要素。监测藻类水华暴发除水面聚集现象外, 主要的因子是水体叶绿素, 其浓度经常用于估测藻类的生物量。美国生态学家研究了温度对微囊藻生长的作用, 认为微囊藻生长的最适温度为 28.8-30.5 °C^[7-8]。国内所做的模拟实验显示, 在 22-35 °C 的温度范围内, 微囊藻增殖生长, 而当温度超过 35 °C 时, 增殖速率急剧下降, 微囊藻马上开始沉淀, 绿色消退^[9-15]。因此, 过高和过低的温度均不利于蓝藻的暴发。

鉴于目前全国主要湖泊的水体叶绿素浓度和水温直接观测, 尤其是多采样点、大面积、高频次观测系统

* 安徽省科技攻关项目(06013137B)资助。2010-10-09 收稿; 2011-03-17 收修改稿。荀尚培, 男, 1972 年生, 高级工程师; E-mail: xunsp@sohu.com.

** 通讯作者; E-mail: yyj1985@mail.ustc.edu.cn.

尚不多见,多点、多频次的气象观测中仅有气温观测而没有水温观测,因此需要建立从气温到水温进而到水体叶绿素浓度的实时状况推导体系,而从气温预报中推测水体叶绿素浓度变化以及藻类水华暴发预警是未来水环境监测的主要方向之一。

1 采样与方法

1.1 研究区域

巢湖地处安徽省中部,长江流域下游左岸($31^{\circ}43'28'' - 31^{\circ}25'28''N$, $117^{\circ}16'54'' - 117^{\circ}51'46''E$),形态呈鸟巢状,湖区面积 760 km^2 ,是中国五大淡水湖之一,多年平均水位 8.4 m ,平均深度 2.5 m . 流域总面积 $1.35 \times 10^4 \text{ km}^2$,占全省国土总面积的 9.6% . 水质污染严重,水源终年含藻,从生物群落的数量组成看,蓝藻门在时间和空间上占绝对优势. 5-11月为巢湖蓝藻增殖最旺盛的时期,其数量占藻类总量的 99% 以上. 藻类优势种为蓝藻门的铜绿微囊藻 (*Microcystis aeruginosa*) 和水华鱼腥藻 (*Anabaena flos-aquae*). 巢湖湖水中富含氮、磷和有机物,在每年的高温季节,湖水中的藻类呈暴发性的“疯长”,并形成“水华”(湖靛)。

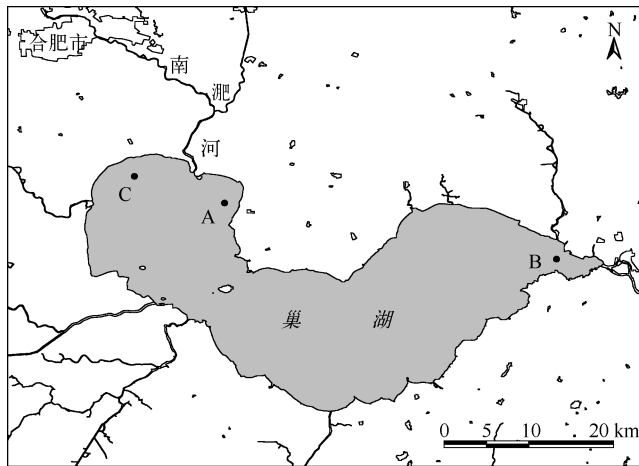


图1 研究区域和采样站点

Fig. 1 Study area and sampling stations

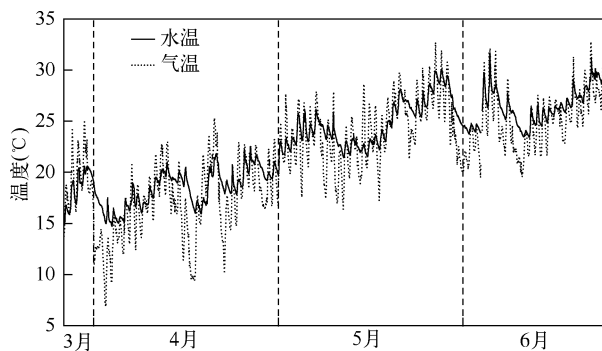


图2 巢湖春季逐时温度图

(2007年3月27日0时-2007年6月27日23时)

Fig. 2 Time series of temperature in Lake Chaohu hour by hour (00:00 27/03/2007-23:00 27/06/2007)

1.2 采样站点

在巢湖中设立浮标式自动观测站,其中东半湖1个,西半湖2个,具体位置见图1. 采用德国BBE FluoroProbe高灵敏度叶绿素分析仪和四要素自动气象站,监测逐时水温、叶绿素a浓度等多个水质参数以及风速、气温、湿度、辐射四个气象参数. 采样时间从2007年3月25日至6月27日,其中6月5日3时至6月7日2时资料缺失,另外3月下旬采样初期受仪器调试影响,部分叶绿素浓度测值超过仪器饱和极值($0-200 \text{ mg/m}^3$),需删除。

1.3 数据分析方法

运用数理统计和数学模拟方法进行分析. 水体叶绿素a浓度、水温和气温的时间变化趋势采用趋势线法,各要素的趋势线和决定系数用一元线性、多项式、对数、指数、乘幂五种回归方程拟合得到并相互比较,时间延迟对水体叶绿素a浓度与水温的趋势变化通过创建移动平均进行拟合。

2 结果与讨论

2.1 水温与气温变化特征分析

大面积湖泊中水体温度直接采样点稀少且采样频次少,建设浮标式自动监测站点资金投入大,维持困难,需要通过卫星遥感反演或湖区周边自动气象站获取的气温数据插值后再推导计算获取. 巢湖春季气温随时间逐渐抬升,相应带动湖水温度升高,由于空气

与水热容差异,从3月27日至6月27日气温平均日变化幅度为5.77℃,水温平均日变化幅度为1.82℃,日升降温变化趋势完全一致.期间6月5日3时至6月7日2时资料缺测(图2).

以气温作自变量,为X轴;水温作因变量,为Y轴,作散点图,其中样本数为2208(图3),并进行统计拟合分析,列出拟合公式及决定系数 R^2 ,比较线性、多项式、对数、指数和乘幂等几种计算方法的结果(表1),常见的几种统计拟合方法得到的决定系数(R^2)差异很小,其中多项式拟合的 R^2 最大,为0.8080,比最小的对数拟合决定系数大0.0636,两者差异很小,可以忽略不记.从每个回归方程的均方根误差来看,二次多项式的拟合方案是用于气温向巢湖水温推导的最优方法.但是从简化角度出发,推荐一元线性方程:水温=0.74×气温+6.66, $R^2=0.7991$;据此可以充分利用巢湖周边的自动气象观测站对巢湖蓝藻暴发的水温进行预测.

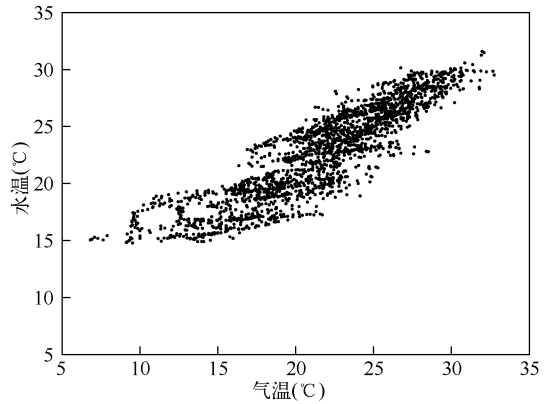


图3 巢湖春季水温和气温关系散点图
Fig.3 Scatter plot of water temperature and air temperature in spring in Lake Chaohu

表1 巢湖春季水温、气温拟合结果

Tab.1 Results of regression between water temperature and air temperature in spring in Lake Chaohu

计算方法	线性	多项式	对数	指数	乘幂
拟合公式	$y = 0.74x + 6.66$	$y = 0.01x^2 + 0.2x + 11.9$	$y = 13.8\ln(x) - 19.5$	$y = 10.79e^{0.03x}$	$y = 3.19x^{0.64}$
决定系数	0.7991	0.8080	0.7444	0.7983	0.7600
均方根误差	1.7961	1.7565	2.0257	1.7618	1.8460

2.2 叶绿素 a 浓度逐时变化特征

一般情况下,水温的周年变化特点与藻类现存量及毛生产量的变化趋势基本上是吻合的,即夏季是高峰,冬季为低谷^[6].还有研究表明,太湖梅梁湾的浮游藻类与水温的关系密切^[15-16],尤其是蓝藻水华的优势种类微囊藻生物量在一定的水温范围内与之有线性相关关系,水温与藻类叶绿素 a 有较显著的线性相关关系^[17].蓝藻生物量在春、秋、冬季与月均水温有很好的对应关系,而在夏季藻类暴发时与水温的差异较大^[16].

以往的研究所使用的数据都是日、周、月均数据,即每日/周/月采集1-2次,平均后或独立作为研究区域的采样代表数据,用以反映较长时间序列中叶绿素浓度的变化,通常是周年变化.为更深入细致了解水温短时变化对叶绿素 a 浓度的影响,采用每小时一次的采样数据进行分析,以一天24h为基本分析单元,研究24h内水温和叶绿素 a 浓度逐时变化的相互关系.以现有的2007年5月20

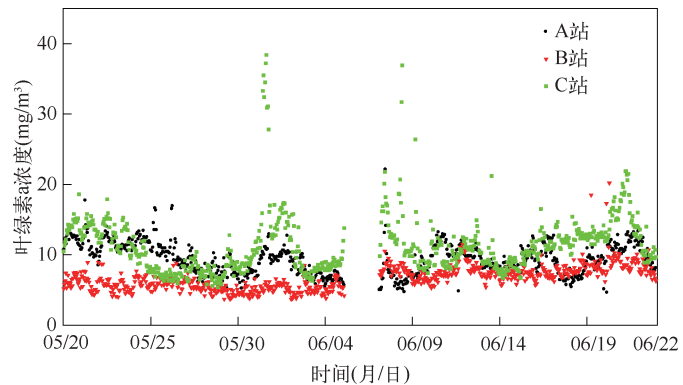


图4 巢湖春季叶绿素 a 浓度时间变化序列图
(2007年5月20日0时-2007年6月22日23时)

Fig.4 Time series of Chl. a concentration in spring in Lake Chaohu (00:00 20/05/2007 - 23:00 22/06/2007)

日至6月22日巢湖三个观测站数据为例,对比三个观测站叶绿素 a 浓度随时间变化曲线(图4)发现,A、B、C三观测站叶绿素 a 浓度平均值分别为9.36、6.70、11.33 mg/m^3 (一个月内).B点叶绿素 a 浓度平均值最低,与巢湖东半湖污染轻于西半湖的实际情况相吻合^[18-19].

2.3 水温与叶绿素 a 浓度逐时变化关系

对水温和叶绿素 a 浓度进行以24 h为单元的逐日分析,得到逐日水温和叶绿素 a 浓度的一元线性拟合公式及决定系数 R^2 . 根据统计结果显示,水温与水体叶绿素 a 浓度逐时变化关系不稳定,线性拟合决定系数从0到0.91,平均为0.35. 例如,当水体叶绿素 a 浓度较低时(例如 $\text{Chl. a} < 13 \text{ mg}/\text{m}^3$),叶绿素 a 逐时浓度与逐时水温无相关性;当叶绿素 a 浓度大于 $20 \text{ mg}/\text{m}^3$,水温处于 $18 - 21 \text{ }^\circ\text{C}$ 时,两者之间的决定系数达到最大值. 进一步对决定系数 R^2 进行排序,分3个阈值区域($R^2 < 0.3, 0.3 \leq R^2 \leq 0.6, R^2 > 0.6$)对A、B、C三个观测站的水温和叶绿素 a 浓度进行平均,结果见表2. 采样时间为2007年3月25日至6月27日,6月5日3时至6月7日2时资料缺测,实际观测共计92天. 从表2可以看出,决定系数 R^2 大于0.6的样本天数很少,A、C两站约为10%,B站仅为2%,小于0.3的样本天数占大多数,A站77%,B站82%,C站72%,说明逐时的水温和叶绿素 a 浓度无明显关联,尤其是类似B站叶绿素 a 浓度较低时,相关性更差;同时可以看出 R^2 递减时,三观测站的叶绿素 a 平均值也递减,而水温平均值递增(C站受3月底仪器不稳定数据影响, $R^2 < 0.3$ 的部分有偏差).

表2 水温和叶绿素 a 浓度等级分类
Tab. 2 Grades of water temperature and Chl. a

项目	A 站				B 站				C 站			
	样本 天数	R^2 平均	Chl. a 平均	水温 平均	样本 天数	R^2 平均	Chl. a 平均	水温 平均	样本 天数	R^2 平均	Chl. a 平均	水温 平均
>0.6	8	0.73	21.3	19.1	2	0.63	10.2	18.8	10	0.66	21.4	20.1
$0.3 - 0.6$	13	0.43	18.3	22.3	15	0.46	9.0	20.8	16	0.46	13.4	21.3
<0.3	71	0.13	17.4	26.2	75	0.10	8.0	22.2	66	0.10	22.8	22.7
趋势		↓	↓	↑		↓	↓	↑		↓	↓	↑

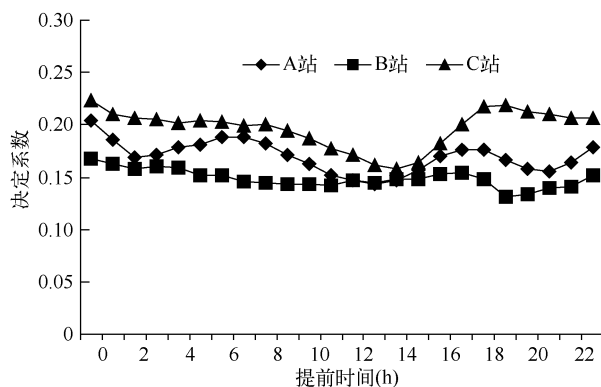


图5 叶绿素 a 浓度与水温相关的决定系数随小时积累变化
Fig. 5 R^2 with preceding hours of water temperature and Chl. a

用移动平均的方法,将与叶绿素 a 浓度对应的水温的采样时间逐步前移,从-1到-23,表示从前1 h到前23 h的水温对当前叶绿素 a 浓度的影响. 从图5可见,随时间变化,叶绿素 a 浓度和水温的相关性仅有小幅波动,没有明显的改善,总体保持在一个较低的水平上. 说明短时(前24 h之内)水温的变化对叶绿素 a 浓度的影响不明显.

2.4 水温与叶绿素 a 浓度逐日变化关系

前面的逐时水温与叶绿素 a 相关性不强,而随时间往前推移(特别是到前23 h内的水温)二者相关性有所提高(图5),这表明叶绿素 a 的增加不是一个瞬时的结果,而是一个累积的结果. 因此,需要对A、B、C三观测站日平均水温与日平均叶绿素 a 浓度进行统计分析.

表 3 日平均水温与日平均叶绿素 a 浓度统计关系*
Tab.3 Relationship between daily mean water temperature and Chl. a concentration

项目	A	B	C
线性	$y = -1.57x + 50.7, R^2 = 0.49$	$y = -0.17x + 12.1, R^2 = 0.05$	$y = -2.18x + 69.98, R^2 = 0.33$
多项式	$y = 0.07x^2 - 4.6x + 82.8, R^2 = 0.50$	$y = -0.06x^2 + 2.5x - 15.6, R^2 = 0.14$	$y = 0.028x^2 - 3.2x + 81.5, R^2 = 0.33$
对数	$y = -33.7\ln(x) + 120, R^2 = 0.50$	$y = -3.11\ln(x) + 17.7, R^2 = 0.03$	$y = -46.9\ln(x) + 166.3, R^2 = 0.33$
指数	$y = 107.31e^{-0.09x}, R^2 = 0.60$	$y = 13.59e^{-0.026x}, R^2 = 0.07$	$y = 150.1e^{-0.0963x}, R^2 = 0.42$
乘幂	$y = 5883.6x^{-1.96}, R^2 = 0.60$	$y = 34.22x^{-0.49}, R^2 = 0.07$	$y = 11012x^{-2.087}, R^2 = 0.42$

*y 为日平均叶绿素 a 浓度,x 为日平均水温.

A 站的决定系数较逐时统计分析时有明显的提高,最高值达到 0.60;C 站的决定系数较逐时统计分析时也有较大提高,最高值为 0.42. 总的来看,位于叶绿素 a 浓度高值区域西半湖中的日平均叶绿素 a 浓度变化与日平均水温的相关性较好. 但 B 站的决定系数很小,说明 B 站的日平均水温与日平均叶绿素 a 浓度相关性较差,所以叶绿素 a 浓度低值区域的东半湖不适用同期的日平均水温推导公式.

2.5 前期水温趋势变化和 水体叶绿素 a 浓度变化的关系

为了进一步研究巢湖叶绿素 a 浓度与前期水温变化趋势的关系,巢湖三个测站叶绿素 a 浓度变化与前期相隔 2 周内的单天水温、前期 2 周内水温积温的相关性变化进行分析,并对其进行显著性检验. 可见,A 站的叶绿素 a 浓度与前期相隔 6-9 d、11-12 d 的水温相关性都较好,均通过了 0.05 的置信度检验(等级线以上部分),其中相隔前 7 d 的决定系数最高达 0.2. B 站的叶绿素 a 浓度与前期相隔 2-8 d、11-13 d 的水温相关性都较好,均通过了 0.05 的置信度检验,其中相隔前 6 d 的决定系数最高达 0.35. C 站的叶绿素 a 浓度与前期相隔 1-2 d、5-7 d 的水温相关性都较好,均通过了 0.05 的置信度检验,其中相隔前 1 d 的决定系数最高达 0.15. 总的来看,三个测站的叶绿素 a 浓度变化与前期单天水温变化均有不同程度的相关(图 6). 而从叶绿素 a 浓度变化与前期 2 周内水温积温相关性变化来看,位于西半湖的 A、C 站叶绿素 a 浓度与前期水温的积温相关性不太好,特别是 A 站几乎不相关,主要原因是离南淝河的入湖口处更近,水温场更易受外源汇入干扰而不稳定. 而以 B 站为代表的东半湖叶绿素 a 浓度与水温积温的相关性极高,说明东半湖的水温积累对蓝藻生长更为重要(图 7).

总的来看,位于东半湖的 B 站叶绿素 a 浓度与前期水温的相关性更高;而位于西半湖的 A、C 站的叶绿素 a 浓度与前期水温的相关性较低,其主要原因是流经合肥市的南淝河河水(含有城市生活污水等)汇入下游的巢湖西半湖,从而导致西半湖的水生环境、水温场日变化大甚至频繁出现富营养化现象,因此前期水温与叶绿素 a 浓度变化存在很大的不确定性,反之由于巢湖西半湖水环境日变化大,易出现蓝藻的爆发性增长和消失^[19],这也从侧面解释了上述西半湖叶

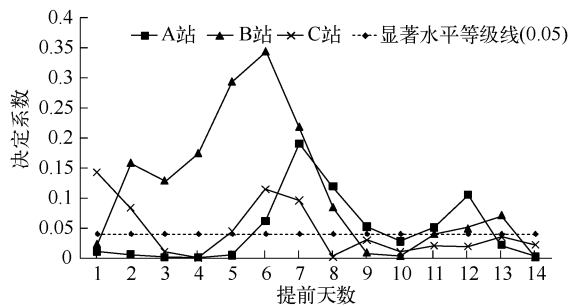


图 6 叶绿素 a 与前期水温的决定系数变化

Fig. 6 R^2 with preceding days of water temperature and Chl. a

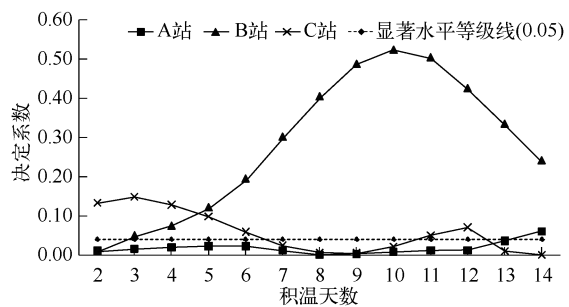


图 7 叶绿素 a 与前期水温积温的决定系数变化

Fig. 7 R^2 with preceding days of cumulative water temperature and Chl. a

绿素 a 浓度变化与日同期水温变化的相关性更好的原因,而与前期积温相关程度低甚至靠近河流入湖口处不相关.相反,位于东半湖的 B 站因受到外界汇入性的干扰较小,蓝藻的生长环境较为稳定,无论是前期单天水温还是累积水温对叶绿素 a 浓度变化均有重要影响.

3 结论

(1) 针对巢湖春季,从常规气温观测值中推导水温是可行的,其中二次多项式的拟合方案是用于气温向巢湖水温推导的最优方法.但是从简化角度出发,推荐一元线性方程:水温 = $0.74 \times$ 气温 + 6.66, 决定系数 $R^2 = 0.7991$; 据此可以充分利用巢湖周边的自动气象观测站对巢湖蓝藻暴发的水温进行预测.

(2) 水温与水体叶绿素 a 浓度逐时变化关系不稳定,线性拟合决定系数从 0 到 0.91,平均为 0.35. 例如,当水体叶绿素 a 浓度较低时(例如 Chl. a $< 13 \text{ mg/m}^3$),叶绿素 a 浓度逐时浓度与逐时水温无相关性;当叶绿素 a 浓度大于 20 mg/m^3 ,水温处于 $18 - 21 \text{ }^\circ\text{C}$ 时,两者之间的决定系数达到最大值;24 h 内,春季水温逐时变化对水体叶绿素 a 浓度的影响不大.

(3) 巢湖西半湖的日平均下叶绿素 a 浓度与同期水温相关程度高,与前期单天水温有不同程度的相关,而与 2 周内累积水温的相关性则不强,其主要原因是西半湖受流经合肥市的南淝河河水等外源汇入影响其水环境变化的不确定性所致.巢湖东半湖由于受外源汇入干扰小,其日平均下叶绿素 a 浓度与同期水温不相关,而与前期单天水温、累积水温变化较为密切,相关程度很高.

致谢:非常感谢两位审稿专家对本文提出非常有益的修改意见.

4 参考文献

- [1] Reynold CS. The ecology of freshwater phytoplankton. London: Cambridge University Press, 1984.
- [2] Robert EL. Phycology(2nd ed). London: Cambridge University Press, 1985.
- [3] 顾 岗. 太湖蓝藻暴发成因及其富营养化控制. 环境监测管理与技术, 1996, **12**: 17-19.
- [4] 陈宇炜, 秦伯强, 高锡云. 太湖梅梁湾藻类及相关环境因子逐步回归统计和蓝藻水华的初步预测. 湖泊科学, 2001, **13**(1): 63-71.
- [5] 丰江帆, 滕学伟, 张 宏等. 基于 GIS 的太湖蓝藻预警系统研究. 环境科学与技术, 2006, **29**(9): 60-62.
- [6] 高月香, 张永春. 水文气象因子对藻华暴发的影响. 水科学与工程, 2006, **2**: 10-12.
- [7] Eppley RW. Temperature and phytoplankton growth in the sea. *Fish Bull*, 1972, **70**: 1063-1085.
- [8] Goldman JC, Carpenter EJ. A kinetic approach to the effect of temperature on algal growth. *Limnology and Oceanography*, 1974, **19**(5): 756-766.
- [9] 林毅雄, 韩 梅. 滇池富营养化的铜绿微囊藻 (*Microcystis aeruginosa* Kütz) 生长因素的研究. 环境科学进展, 1998, **6**(3): 82-87.
- [10] 华锦彪, 宗志祥. 洋水库“水华”发生的实验研究. 北京大学学报(自然科学版), 1994, **30**(4): 474-483.
- [11] 沈东升. 平原水网水体富营养化的限制因子研究. 浙江大学学报(农业与生命科学版), 2002, **28**(1): 94-97.
- [12] 蔡后建, 陈伟民. 微囊藻水华的漂移和降解对太湖水环境的影响. 见: 蔡启铭编. 太湖环境生态研究(一). 北京: 气象出版社, 1998: 149-157.
- [13] 陈伟民, 秦伯强. 太湖梅梁湾冬末春初浮游动物时空变化及其环境意义. 湖泊科学, 1998, **10**(4): 10-16.
- [14] 陈伟民, 陈宇炜等. 模拟水动力对湖泊生物群落演替的实验. 湖泊科学, 2000, **12**(4): 343-352.
- [15] 杨清心. 太湖水华成因及控制途径初探. 湖泊科学, 1996, **8**(1): 67-74.
- [16] 陈宇炜, 高锡云. 西太湖北部微囊藻时空分布及其与光温等环境因子关系的研究. 见: 蔡启铭编, 太湖环境生态研究(一). 北京: 气象出版社, 1998.
- [17] 刘元波, 高锡云. 太湖北部梅梁湾水域水质聚类分析. 湖泊科学, 1997, **9**(3): 255-260.
- [18] 胡 雯, 杨世植, 翟武全. NOAA 卫星监测巢湖蓝藻水华的试验分析. 环境科学与技术, 2002, **25**(1): 16-19.
- [19] 张 红, 黄 勇. 基于 NOAA/AVHRR 卫星资料的巢湖水华规律分析. 中国环境科学, 2009, **29**(7): 555-560.