

文章编号:1007-6735(2012)05-0435-06

# 蓝藻水华显著影响因子识别模型

黄 炜, 赵来军  
(上海大学 管理学院, 上海 200444)

**摘要:** 根据蓝藻水华反演图判断蓝藻水华发生与否,进而构建了直接以蓝藻水华发生与否的指标为因变量,同时以水质、水文和气象 3 类共 19 个指标为自变量的蓝藻水华环境影响因子识别模型(Probit 模型),并将该模型应用到太湖.经模型分析,识别出太湖蓝藻水华暴发的显著环境影响因子:气温和硝酸盐浓度与蓝藻水华暴发的概率正相关;风速、湿度和电导率则与水华暴发的概率负相关.将离散因变量模型(二元选择模型)引入蓝藻水华研究领域,对湖泊(水库)蓝藻水华暴发的预测和预防具有参考价值.

**关键词:** 蓝藻水华; 环境影响因子; 二元选择模型  
**中图分类号:** N 94      **文献标志码:** A

## Identification Model of Significant Impact Factors for Cyanobacterial Bloom

HUANG Wei, ZHAO Lai-jun  
(School of Management, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

**Abstract:** A probit model was constructed for identifying significant environmental abiotic impact factors for cyanobacterial bloom. In the model, the variable of occurrence-or-not of cyanobacterial bloom, which is the result of judgement on inverting pictures for cyanobacterial bloom, was used as the dependent variable, and the indices of water quality, hydrology and weather, altogether, 19 indices in 3 categories, as independent variables. The model was applied to the inspection of Lake Tai in China. Through the analysis of probit model, the significant environmental impact factors for bloom outbreak in Lake Tai were systematically identified on the basis of historical data. Air temperature and nitrate concentration have positive correlation with the probability of cyanobacterial bloom outbreak, while wind speed, humidity and conductivity have negative correlation with the probability. They are the significant impact factors for bloom outbreak. The model with discrete dependent variables (binary choice economic analysis model) was introduced successfully in the research field of cyanobacterial bloom. The results are of referencial value for prediction and prevention of cyanobacterial bloom outbreak in lakes and reservoirs.

**收稿日期:** 2012-07-06  
**基金项目:** 教育部新世纪优秀人才支持计划资助项目(NCET-10-0938)  
**作者简介:** 黄 炜(1972-),男,博士研究生.研究方向:环境管理. E-mail:hw3@shu.edu.cn  
赵来军(联系人),男,教授.研究方向:环境管理和应急管理. E-mail:zhao\_laijun@163.com

**Key words:** *cyanobacterial bloom; environmental impact factor; binary choice model*

蓝藻是一种原始而古老的藻类原核生物,在富营养化湖泊中常于夏季大量繁殖,腐败死亡后在水面形成一层蓝绿色而有腥臭味的浮沫,被称为“水华”<sup>[1]</sup>.2000年以来,太湖蓝藻水华的持续时间有所增加,3~12月都会发生;近年来太湖蓝藻水华的发生频率和空间范围都大大增加.滇池每年都会发生不同范围、不同程度的蓝藻水华.年年出现的夏末蓝藻水华也引起公众对波罗的海环境状况的关注.蓝藻水华问题已成为国内外一个主要的环境问题,也一直是一个十分困难的研究问题.

## 1 蓝藻水华影响因子的研究现状

孔繁翔和高光<sup>[2]</sup>认为,风浪和湖流将湖区内的蓝藻吹向湖岸,形成水华,大型湖泊中的蓝藻不必完全依赖外界输入的营养盐.姚恩亲等<sup>[3]</sup>认为蓝藻喜欢碱性环境,人们通过大量研究和观测都发现 pH 值与蓝藻水华暴发存在相关性.徐恒省等<sup>[4]</sup>基于对太湖蓝藻水华现场近 500 d 的观测结果认为,风速、风向和蓝藻在水体中的分布存在内在联系.武胜利等<sup>[5]</sup>通过实证研究得到:温度并非太湖蓝藻水华暴发的必要条件;较大风速对蓝藻水华起抑制作用;充足的日照并非水华暴发的必要条件;降水可以有效抑制蓝藻水华.王铭玮等<sup>[6]</sup>认为蓝藻数量达到一定程度后,低流速、高气温、低风速、少降水、强光照和低气压可能导致水华发生.但也有反例:2007—2009 年 3 年中,2009 年夏季日照时间较少,但水华出现天数却最多.Spencer 等<sup>[7]</sup>的研究表明,光照条件与水华形成有着密切关系.Sullivan 等<sup>[8]</sup>报告,在澳大利亚的摩根,鱼腥藻水华在浑浊度低于 50 NTU 时发生.Maier 等<sup>[9]</sup>评估了对蓝藻水华起作用的 8 个变量:浑浊度、水体颜色、温度、水流、总磷、溶解磷、氧化氮和总铁.一般认为对蓝藻种群的生长起重要作用的因子包括温度、光照、营养盐和水体稳定性.Mur 等<sup>[10]</sup>发现,蓝藻细菌每天增殖 0.3~1.4 倍,比很多藻类的速率慢得多.温度在 25℃ 以上时大多数蓝藻达到最快生长速率.Paerl 等<sup>[11]</sup>认为,蓝藻水华一般由蓝藻本身的生理特点以及温度、光照、营养盐、其它生物等诸多环境因素引发.Figueiredo 等<sup>[12]</sup>观测到溶解氧在水华的衰退期被大量消耗.Metro

Halifax 水土保持协会发现,过度饱和的 O<sub>2</sub> 和 CO<sub>2</sub> 浓度迅速降低,强烈的太阳辐射,这是对浮游生物最不利的环境,此环境抑制了光合作用和固氮过程<sup>[13]</sup>.此结论对强光照有利于蓝藻大量生长的传统认识提出了挑战.

上述文献虽然提出了诸多影响因子,但不同学者关于同一影响因子得出不一致、甚至相反的研究结论,这些需要进一步的研究.很多研究者只考察少数几个或某类影响因子与叶绿素 a 浓度、蓝藻密度或水华事件之间的相关性,缺乏对不同种类影响因子的广泛比较.这会导致研究结论的片面性,因为只考察某类因素时并不能保证其它种类因素保持不变这一假设的正确性,例如文献[5]就存在此问题.因此研究此类问题应尽可能纳入更多的影响因子,包括水质、水文和气象等不同种类的影响因子.一些有关蓝藻水华影响因子的研究使用实验法,这其中数据量偏少以及模拟环境与真实环境的偏差的问题可能导致研究结论的片面性和误差.有的学者采用一些简单的统计方法对水华发生频率或蓝藻密度及其空间分布作了一些简单的统计描述,缺乏相关性分析等深入研究.

基于前人的研究成果,也为了解决其中存在的问题,本文构建以蓝藻水华发生与否为因变量、同时以水质、水文和气象 3 类指标为自变量的非线性关系模型,基于历史数据系统地识别出蓝藻水华暴发的显著环境影响因子.

## 2 蓝藻水华显著影响因子识别模型

目前,国内外关于蓝藻水华影响因子的研究,主要考察叶绿素 a 浓度、蓝藻密度等和一些影响因子(如风速、气温)之间的关系.叶绿素 a 浓度或蓝藻密度只能从微观角度表示蓝藻水华的强度,并不能确切表示蓝藻水华发生与否;再加上蓝藻水华暴发条件的多样性和复杂性,这些指标和其影响因子之间的关系并不能代表水华暴发与否和这些影响因子之间的关系.例如有研究结论表明:当湖体中的叶绿素 a 含量超过 10 μg/L 或蓝藻密度达到 20 000 细胞/mL 时可被称为藻类水华<sup>[14]</sup>;然而孔繁翔等人的观测报告显示,2007 年 8 月上旬太湖水体中的叶绿素 a 浓度大于

水华形成阈值,但由于台风过境,几乎没有观测到蓝藻水华的形成<sup>[15]</sup>.蓝藻水华是由于特定的气象与水文条件导致蓝藻群体在水体中位置的改变而“瞬时”形成的,并不全是藻类的原位生长所致<sup>[16]</sup>.在水华发生季节,没有人为干扰时,只要环境合适,湖泊中叶绿素一般都保持高浓度状态,这期间叶绿素并没有迅速消失或增加<sup>[2]</sup>.另外尽管蓝藻水华的定义并不统一,但在此领域内有一个较公认的观点,即蓝藻颗粒覆盖水面是蓝藻水华暴发的重要特征<sup>[17]</sup>.但水体中叶绿素 a 浓度或藻类密度较高时蓝藻颗粒并不一定形成对水面的覆盖.蓝藻颗粒对水面的覆盖与水体中的叶绿素 a 浓度或藻类密度之间并无确定的关系,或者说关于叶绿素 a 浓度或藻类密度并没有一个科学、准确和确定的阈值可被用来判断蓝藻水华暴发与否.这些都说明,不宜用叶绿素 a 浓度或藻类密度等作为蓝藻水华暴发与否的指标;另外蓝藻水华的发生受水质、水文和气象类因素影响.

本文中蓝藻水华反演图被用来判断水华发生与否.水华反演图是基于卫星云图制作的,而卫星云图在反映蓝藻水华暴发情况方面具有较多优势.卫星云图从宏观角度反映蓝藻水华的暴发情况,因而比从微观角度(即在某一点)测量水体的叶绿素 a 浓度、蓝藻密度或藻类生物量的方法更加科学、准确地反映蓝藻水华暴发与否及暴发的强度,因为某一点的蓝藻密度等指标的值较大并不能确切地反映该点所在水域形成蓝藻覆盖,也不能确切地反映水华强度.卫星云图由固定的遥感传感器(例如 EOS 卫星的 MODIS 传感器)成像,更客观——尤其与人工观测相比.卫星云图是基于覆盖水面的蓝藻水华的光谱特征而形成图像的,符合蓝藻水华通行的概念.目前国内外尚无研究者用蓝藻水华反演图判断某个水域在某个时间是否暴发水华,进而直接将水华发生与否的指标作为被解释变量来研究它与环境非生物影响因子间的关系.

在本蓝藻水华影响因子识别模型中,因变量是蓝藻水华暴发与否,是二元变量,只取“发生”或“未发生”两个值,而自变量均为(或大多为)连续变量,对于这一特殊的数据模式一般的研究方法或模型均不适用,而离散因变量模型大类中的二元选择模型较为合适. Probit 模型是一种二元选择模型<sup>[18]</sup>.在 Probit 模型中,因变量  $y$  是关于自变量  $\mathbf{x}_t$  ( $\mathbf{x}_t$  为自变量向量)的、服从正态分布的非线性函数.  $x_j$  (第  $j$  个自变量)的变化对响应概率  $p$  (即事件发生的概率)的影响为

$$\Delta \hat{p} = [\varphi(\mathbf{x}_t \hat{\boldsymbol{\beta}}_t) \hat{\boldsymbol{\beta}}_t] \Delta \mathbf{x}_j \quad (1)$$

式中,  $\varphi$  为标准正态分布函数的密度函数,  $\boldsymbol{\beta}_t$  为系数向量.可由式(1)判断  $x_j$  每增加一个单位时因变量表示的事件发生的概率变化多少单位.系数  $\beta_j$  如为正数,则  $x_j$  越大,因变量取 1 的概率越大;如为负数,则  $x_j$  越大时相应的概率越小.相对于其它二元选择模型(逻辑模型和极值模型),Probit 模型中自变量系数的意义更明确,更适合作为各影响因子影响趋势的度量手段.

以蓝藻水华发生或不发生的状态作为因变量  $y$ ,以若干潜在影响因子作为自变量  $\mathbf{x}_t$  构建显著影响因子识别模型.总体拟合模型为

$$y = 1 - F(-\mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}_t) + \mu_t \quad (2)$$

式中,  $F$  为累积分布函数,对于 Probit 模型,  $F$  为  $\Phi(\mathbf{x})$ ;  $\boldsymbol{\beta}_t$  为均值是 0 且相互独立的随机误差项.使用 Eviews 6.0 中的 Probit 建模工具,拟合模型为

$$\hat{y} = \Phi(\mathbf{x}_t \hat{\boldsymbol{\beta}}_t) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}_t \hat{\boldsymbol{\beta}}_t} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}u^2} du \quad (3)$$

样本值  $y = 1$  表示蓝藻水华发生,  $y = 0$  表示不发生.

从式(3)可以看出:当  $x_j$  变化时,其系数表示了水华发生概率的变化趋势和变化程度.例如  $x_j$  增加(其它自变量保持不变)时,如果其系数  $\beta_j$  为正数且较大,则积分上限增加且增加较多,又由于被积函数为正的密度函数,从而水华发生概率增加且增加较多.

此模型要验证的假设:

$H_0$  为蓝藻水华暴发与否与模型中的各潜在影响因子均不显著相关,即

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$H_1$  为并非所有的  $\beta_j$  ( $j=1,2,\dots,k$ ) 都为 0.

上述模型为一个通用的模型,可以用于湖泊、水库蓝藻水华显著影响因子的识别研究.

### 3 太湖蓝藻水华环境影响因子实证研究

2007 年 5 月底蓝藻大规模暴发,蓝藻水华面积达全太湖的 1/3.统计结果表明,2007 年和 2008 年蓝藻水华呈加剧态势<sup>[19]</sup>.2011 年太湖全湖藻类水华暴发频次较往年有一定幅度的下降,但小范围水华暴发频次居高不下.梅梁湾、贡湖湾、西部沿岸一带蓝藻形势没有根本好转.对各监测点的调查结果

显示,太湖流域以蓝藻门为主,蓝藻门数量最高时约占藻类总量的 91.6%<sup>[20]</sup>.

3.1 数据来源和处理

研究中的数据由中科院南京地湖所数据集成与模拟中心提供,为太湖湖体大贡山水域 2008 年 6—12 月的日水质、水文、气象 3 类(共 19 项监测指标)监测数据和太湖蓝藻水华反演图. 19 项监测指标为:风速  $V$ 、风向  $D$ 、瞬时降雨  $I_R$ 、气温  $T_a$ 、水温  $T_w$ 、太阳辐射  $I$ 、气压  $P$ 、浊度  $T$ 、水深  $H_w$ 、电导率  $C$ 、pH 值、溶解氧浓度  $\rho_{do}$ 、电池电压  $V_C$ 、湿度  $H$ 、蓝藻密度  $C_D$ 、叶绿素 a 浓度  $\rho_{ch}$ 、氨浓度  $\rho_{NH_3}$ 、硝酸盐浓度  $\rho_{NI}$ 、盐度  $S$ . 由于云层覆盖,被研究阶段中有些日期的反演图无法制作,又由于监测系统的故障,少量日期的监测数据缺漏,有效样本共 59 个.

数据处理工作主要有:对自动监测数据时间段的定位——由于每天的监测数据多达两百多条,但其未提供时间信息,需根据每条记录中的太阳辐射强度、气温、水温、气压等信息确定该记录的监测时间段,以便与反演图的记录时刻匹配;将监测数据与水华反演图的信息进行组合,以及对监测数据作归一化处理.

3.2 数据分析

在 EViews 6.0 建模环境中按上述内容构建因变量和自变量的函数关系结构,并按此关系结构将用 Excel 软件预处理(即上述的数据处理)过的数据复制到 EViews 的数据结构中,选用 Probit 模型对此数据集作拟合运算. 影响因子识别模型的拟合结果的主要情况如表 1 所示,19 个自变量中,  $V$ ,  $T_a$ ,  $H$  和  $C$  分别 0.094,0.008,0.063 和 0.087,在 10% 的显著性水平上通过  $z$  检验,对因变量有显著影响. 前两个变量的系数符号表明其分别与蓝藻水华发生的概率负相关和正相关,与一些文献(例如文献[21])中的研究结论一致. 关于后两个变量较少有文献涉及,目前国内外尚无它们与水华暴发与否之间关系的相关研究结论. 本研究的统计结果显示,湿度、电导率与水华发生的概率负相关,这是本研究的新发现. 但湿度、电导率与水华发生之间的关系有待进一步的机理研究,对于电导率与水华发生之间的关系还需作因果关系检验.

模型的可决系数为 0.647,拟合优度值较好.  $LR$  统计量检验除了常数项以外所有系数都是 0 的假设,测试模型整体的显著性.  $Prob(LR) = 0.000\ 05 < 0.01\%$ ,此模型在 0.01% 的显著性水平上通过整体显著性检验. 拟合优度检验结果:  $H-L$

统计量的值是 11.5,此值偏大.

表 1 用 19 个自变量拟合的结果  
Tab.1 Fitting result with 19 independent variables

| 变量            | 系数      | 标准误差   | z 统计量  | 相伴概率    |
|---------------|---------|--------|--------|---------|
| $I_R$         | 2.051 7 | 2.548  | 0.805  | 0.420 8 |
| $V_C$         | 1.625   | 2.138  | 0.760  | 0.447 3 |
| $V$           | -4.324  | 2.585  | -1.672 | 0.094 4 |
| $D$           | 0.818   | 1.475  | 0.555  | 0.579 0 |
| $P$           | 5.348   | 5.714  | 0.936  | 0.349 3 |
| $I$           | 2.692   | 3.225  | 0.835  | 0.403 9 |
| $T_a$         | 32.152  | 12.073 | 2.663  | 0.007 7 |
| $H$           | -7.940  | 4.270  | -1.859 | 0.063 0 |
| $C_D$         | -1.809  | 3.046  | -0.594 | 0.552 6 |
| pH            | 4.439   | 4.208  | 1.055  | 0.291 5 |
| $\rho_{ch}$   | -0.844  | 3.976  | -0.212 | 0.831 9 |
| $\rho_{do}$   | -3.767  | 3.737  | -1.008 | 0.313 5 |
| $T$           | 0.649   | 4.666  | 0.139  | 0.889 5 |
| $H_w$         | 8.902   | 7.054  | 1.262  | 0.206 9 |
| $\rho_{NH_3}$ | -10.143 | 9.585  | -1.058 | 0.290 0 |
| $\rho_{NI}$   | 12.070  | 7.894  | 1.529  | 0.126 2 |
| $T_w$         | -4.449  | 10.134 | -0.439 | 0.660 7 |
| $C$           | -32.425 | 18.932 | -1.713 | 0.086 8 |
| $S$           | 25.347  | 18.864 | 1.344  | 0.179 0 |

残差检验结果如图 1 所示,图中  $A$  为标准化残差变动幅度, $N$  为样本编号. 残差总体较小,在 0 附近,较理想,但有两个残差值较大.

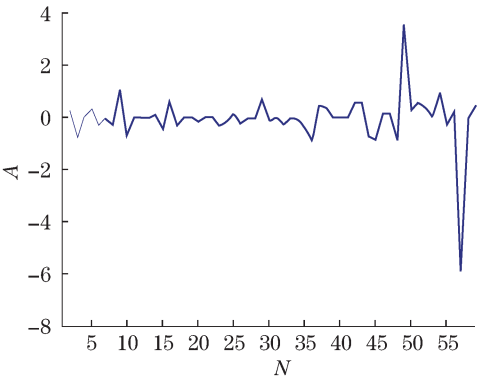


图 1 拟合模型的残差检验图  
Fig.1 Residual test for fitted model

根据自变量间的相关性分析结果,采用逐步回归的方法从模型中去掉氨浓度、水温、盐度、溶解氧浓度、气压和电池电压这 6 个与其它自变量相关性强的自变量. 最后的拟合结果的主要情况如表 2 所示,与表 1 中的拟合结果比较,多了一个显著因子——硝酸盐浓度,它与因变量正相关,显著性达到 1%. 此统计结论与文献[21]中的相关结论一致.



表 2 将大贡山水域数据去掉 6 个指标后的拟合结果  
Tab.2 Fitting result after 6 indice are removed

| 自变量         | 系数      | 标准误差  | $z$ 统计量 | 相伴概率    |
|-------------|---------|-------|---------|---------|
| $I_R$       | 0.282   | 1.219 | 0.231   | 0.817 1 |
| $V$         | - 4.036 | 1.623 | - 2.487 | 0.012 9 |
| $D$         | - 0.589 | 1.223 | - 0.482 | 0.629 9 |
| $I$         | 0.688   | 2.000 | 0.344   | 0.730 9 |
| $T_a$       | 13.577  | 5.461 | 2.486   | 0.012 9 |
| $H$         | - 6.329 | 2.799 | - 2.261 | 0.023 7 |
| $C_D$       | - 0.792 | 2.687 | - 0.295 | 0.768 2 |
| pH          | 5.185   | 3.940 | 1.316   | 0.188 2 |
| $\rho_{ch}$ | - 3.314 | 2.532 | - 1.309 | 0.190 7 |
| $T$         | - 2.201 | 2.385 | - 0.923 | 0.356 1 |
| $H_W$       | 7.764   | 5.954 | 1.304   | 0.192 2 |
| $\rho_{NI}$ | 9.777   | 3.571 | 2.738   | 0.006 2 |
| $C$         | - 4.850 | 2.125 | - 2.282 | 0.022 5 |

自变量影响的显著性提高了,  $V, T_a, H, \rho_{NI}$  和  $C$  分别为 0.013,0.013,0.024,0.006 和 0.023,均在 5% 的显著性水平上通过  $z$  检验. 这几个自变量的  $z$  统计量的绝对值大于 2,根据 Probit 模型的理论可知<sup>[18]</sup>,这也表示它们的系数真值至少有 95% 的概率不等于 0,也就是说它们对因变量的影响是显著的. 由自变量系数的绝对值(其含义见对式(1)和式(3)的解释)可知,气温与硝酸盐浓度对水华发生概率的影响程度较大. 由于去掉了 6 个自变量,可决系数为 0.522,较前一次的可决系数有所降低. 即  $\text{Prob}(LR) = 0.000\ 06 < 0.01\%$ ,此模型在 0.01% 的显著性水平上通过整体显著性检验. 拟合优度检验结果显示:每组预测的  $H-L$  值较小,即预测误差较小; $H-L$  统计量的值较小,为 3.46,与前一次的相应值相比,此指标大幅度改善,拟合效果较好.

模型的残差正态性检验结果比较理想,见图 2,其中  $n$  为样本个数,  $r$  为残差值. 残差平方的相关图和偏相关图也显示该模型的检验结果较理想,不存在自回归条件异方差性,见图 3.

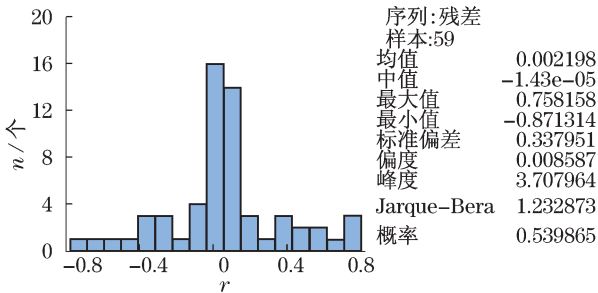


图 2 残差正态性检验  
Fig.2 Normality test for residuals

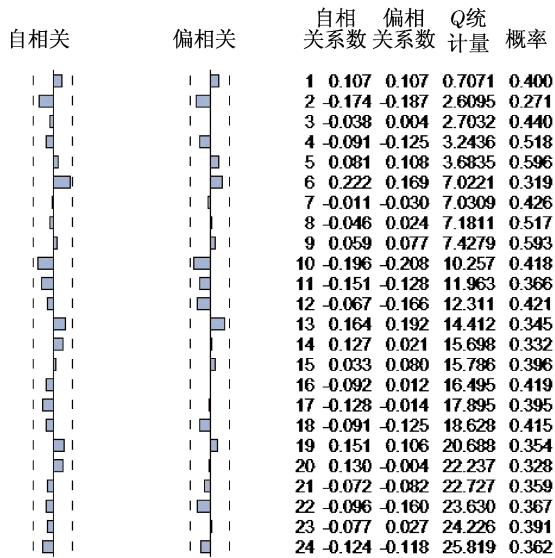


图 3 残差平方的相关图和偏相关图  
Fig.3 Correlogram and partial correlation diagram of residual sum of squares

#### 4 结束语

将离散因变量模型(二元选择模型)引入蓝藻水华研究领域,根据蓝藻水华反演图判断水华暴发与否,用水华暴发与否的指标作为模型的因变量,用水质、水文和气象 3 类监测指标作为自变量,构建了蓝藻水华显著影响因子识别模型,基于太湖大贡山水域的历史数据识别出显著影响因子. 研究结果显示:气温和硝酸盐浓度与太湖大贡山水域的蓝藻水华暴发的概率正相关;风速、湿度和电导率则与水华暴发的概率负相关,其中湿度和电导率的影响效果为本文的新发现. 它们都是太湖大贡山水域的蓝藻水华暴发的显著影响因子. 本文为太湖蓝藻水华确定的显著环境影响因子能为有关部门制定太湖蓝藻水华长期防治规划(例如削减硝酸盐)和短期应急措施(例如人工降雨、开闸放水、引江济太、人工打捞等)提供理论依据. 本研究方法亦可用于其它水域.

本文中的研究方法和相关模型具有实用性和普适性,因为在太湖、巢湖等国内的诸多湖泊、水库和河流以及国外的诸多湖泊、水库和河流都设有自动监测设备或人工监测点,且卫星遥感服务又具有全球覆盖性,也就是说此类研究工作需要的数据是存在的. 只要通过合适的方法获得这些数据后就能构建此类模型并进行实证研究.

由于数据可得性的问题,笔者只考虑了蓝藻生

存环境中的物理、化学类影响因子,未考虑生物类影响因子.

#### 参考文献:

- [1] 陈翔,禹继华,刘杰,等.洪泽湖蓝藻暴发的气象条件分析[J].安徽农业科学,2010,38(15):8141-8142,8177.
- [2] 孔繁翔,高光.大型浅水富营养化湖泊中蓝藻水华形成机理的思考[J].生态学报,2005,25(3):589-595.
- [3] 姚恩亲,鲁斌礼,吴锦芳.湖泊蓝藻水华发生的影响因子[J].科技促进发展,2009(12):8.
- [4] 徐恒省,翁建中,李继影,等.太湖蓝藻水华预警监测与风速风向的关系研究[J].环境监控与预警,2009(2):5-7.
- [5] 武胜利,刘诚,孙军,等.卫星遥感太湖蓝藻水华分布及其气象影响要素分析[J].气象,2009,35(1):18-23.
- [6] 王铭玮,徐启新,车越,等.淀山湖蓝藻水华暴发的气象水文因素探讨[J].华东师范大学学报,2011(1):21-31.
- [7] Spencer C N, King D L. Regulation of blue-green algal buoyancy and bloom formation by light, inorganic nitrogen, CO<sub>2</sub>, and trophic level interactions [J]. Hydrobiologia, 1987, 144: 183-191.
- [8] Sullivan C, Saunders J, Welsh D. Phytoplankton of the River Murray, 1980-85 [R]. Water Quality Report No. 2. Canberra: Murray-Darling Basin Commission, 1988.
- [9] Maier H R, Dandy G C, Burch M D. Use of artificial neural networks for modelling cyanobacteria *Anabaena* spp. in the River Murray, South Australia [J]. Ecological Modeling, 1998, 105: 257-272.
- [10] Mur L R, Skulberg O M, Utkilen H. Cyanobacteria in the environment [DB-OL]. [1999-07-01]. [http://www.who.int/water\\_sanitation\\_health/resourcesquality/toxycyanchap2.pdf](http://www.who.int/water_sanitation_health/resourcesquality/toxycyanchap2.pdf).
- [11] Paerl W, Fulton R S, Moisander P H, et al. Harmful freshwater algal blooms, with an emphasis on cyanobacteria [J]. Science World, 2001, 1: 76-113.
- [12] Figueiredo D R, Reboleira A S S P, Antunes S C, et al. The effect of environmental parameters and cyanobacterial blooms on phytoplankton dynamics of a Portuguese temperate lake [J]. Hydrobiologia, 2006, 568: 145-157.
- [13] Soil & Water Conservation Society of Metro Halifax. The Blue-Green Algae (Cyanobacteria) [DB-OL]. [2007-09-20]. URL: <http://lakes.chebucto.org/cyano.html>.
- [14] 王崇,孔海南,王欣泽,等.有害藻华预警预测技术研究进展[J].应用生态学报,2009(11):2813-2819.
- [15] 孔繁翔,马荣华,高俊峰,等.太湖蓝藻水华的预防、预测和预警的理论与实践[J].湖泊科学,2009,21(3):314-328.
- [16] Reynolds C S. The ecology of the planktonic blue-green algae in the north shropshire meres [J]. Field Studies, 1971, 3: 409-432.
- [17] 周立国,冯学智,王春红,等.太湖蓝藻水华的 MODIS 卫星监测[J].湖泊科学,2005,20(2):203-207.
- [18] 张大维,刘博,刘琪. EViews 数据统计与分析教程 [M]. 北京:清华大学出版社,2010:160-161.
- [19] 李旭文. Landsat-7 SLC-OFF ETM 遥感数据下载及在太湖蓝藻水华监测中的应用[J].环境监测管理与技术,2009,21(3):13-16.
- [20] 顾苏莉,陈方,孙将陵.太湖蓝藻监测及暴发情况分析[J].水资源保护,2011,27(3):28-32.
- [21] Jiang Y, Ji B, Wong R N S, et al. Statistical study on the effects of environmental factors on the growth and microcystins production of bloom-forming cyanobacterium—*Microcystis aeruginosa* [J]. Harmful Algae, 2008, 7: 127-136.