

# 无锡各地农业活动对太湖总磷、总氮的影响识别

张燕, 高翔, 张洪

(南京大学 地理与海洋科学学院, 南京 210023)

**摘要:** 选择化肥剩余、有效灌溉面积为影响因子, 前者为“物源”, 后者为“动力”; 采用结合 TOPSIS 法及多元相关分析和排除法, 探讨太湖水体总磷、总氮的浓度( $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$ )与无锡各地农业生产投入的关联性, 判别太湖  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的主要农业来源区域。结果表明, 由于化肥施用量多或/和化肥利用效率相对较低, 宜兴、市辖区农业活动中产生的化肥剩余量较大; 在“物源”与“动力”的共同作用下, 市辖区、宜兴的农业活动对太湖水质有较大影响; 而因“动力”不足, 虽然化肥剩余量较大, 但宜兴农业活动对五里湖、市辖区农业活动对西部沿岸水体的影响却不大; 因“物源”不足, 江阴的氮肥剩余对五里湖与梅梁湖  $C_{TN}$  的影响可以排除。

**关键词:** 水质; 化肥剩余; 排除法; 时滞; 太湖

**中图分类号:** X524; X24

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1005-3409(2013)06-0037-07

## Distinguishing Influence of Agriculture Activities in Each District of Wuxi on Phosphorus and Nitrogen in Taihu Lake

ZHANG Yan, GAO Xiang, ZHANG Hong

(School of Geographic and Oceanographic Sciences, Nanjing University, Nanjing 210023, China)

**Abstract:** In order to discuss the association between the concentrations of total phosphorus ( $C_{TP}$ ) and of total nitrogen ( $C_{TN}$ ) in Taihu Lake and the resources input in the agriculture of each district of Wuxi and to distinguish the main districts agriculture sources of phosphorus and nitrogen, two factors, the surplus fertilizer and the effective irrigation area are selected. In order to calculate the surplus fertilizer a new method combined with Technique for Order Preference by Similarity to Ideal Solution method is designed. Furthermore, the multi-analysis method and the elimination method were used. The results indicate that owing to the excessive chemical fertilizer application and/or the inefficient fertilizer utilization, the quantities of surplus fertilizer in Yixing and Districts of Wuxi are larger. Under acting together by the material resources and the transmissive motivity, the agriculture activities in Districts of Wuxi and Yixing have the great influence on the water quality of Taihu Lake. However, owing to lack of enough transmissive motivity although a large surplus fertilizers in the agriculture activities of Yixing and Districts of Wuxi are produced, the surplus fertilizer of Yixing has less influence on Wuli Lake and that of Districts of Wuxi has less influence on Western bank of Taihu Lake. And owing to no material source the influence of the surplus nitrogen fertilizer in Jiangyin on  $C_{TN}$  of Wuli Lake and of Meiliang Lake is excluded.

**Key words:** water quality; surplus fertilizer; elimination method; time lag; Taihu Lake

湖泊水体富营养化常与流域农业资源的低效利用及其排放有关, 不少学者对这方面进行了研究<sup>[1-7]</sup>, 但流域农业资源投入及利用效率与湖泊水质之间的关联性存在与否及其强弱的定量研究却不多见。

太湖是我国第三大淡水湖。太湖流域位于东经

119°11′—121°53′, 北纬 30°28′—32°15′, 地处长江三角洲南翼, 北滨长江, 南濒钱塘江, 东临东海, 西以天目山、茅山等山区为界; 湖区面积约 2 000 km<sup>2</sup>, 流域面积 36 895 km<sup>2</sup>; 行政区划分属江苏、浙江、上海和安徽<sup>[8]</sup>。2009 年太湖水体总体营养状态为中度富营

养<sup>[9]</sup>。有研究认为,非点源污染是太湖水体富营养化的主要原因<sup>[7,10]</sup>。

作为我国古老的农业区之一,太湖流域农业发达,垦殖指数高,农业利用集约,高投入、高产出是当今太湖地区种植业的主要特点。尤其无锡市人多地少,人均耕地面积仅 0.02 hm<sup>2</sup>/人;土地利用强度高,2010 年复种指数达 172.6%;粮食、油料、蔬菜产量为 80.44×10<sup>7</sup>,1.16×10<sup>7</sup>,126.07×10<sup>7</sup> kg;当年无锡市化肥平均施用量<sup>[11]</sup>(表 1)高于同期全国化肥平均用量(折纯量)346.1 kg/hm<sup>2</sup><sup>[12]</sup>,更远高于国际公认的化肥安全施用上限 225 kg/hm<sup>2</sup><sup>[13]</sup>。因此,农业活动,尤其农业资源的低效利用很可能是水体的主要非点源污染源。

表 1 2010 年无锡单位播种面积化肥施用量      kg/hm <sup>2</sup>				
	市辖区	江阴市	宜兴市	全市平均
折纯量	433.2	385.8	317.9	361.0
氮肥	196.1	163.7	165.4	172.1
磷肥	18.6	23.1	12.9	16.7

为更有针对性地对太湖水体营养化进行控制和治理,本文根据无锡市不同地区的农业资料,估算各地区多年的化肥利用效率;用多元相关分析探讨无锡市各地区农业资源投入与太湖水体中总磷、总氮浓度(C<sub>TP</sub>、C<sub>TN</sub>)的关联性,以便掌握不同地区农业活动与水体富营养化联系的紧密程度,并由此判别太湖水体 C<sub>TP</sub>、C<sub>TN</sub> 的主要农业来源区域。

## 1 材料与方法

### 1.1 指标、因子选择

1.1.1 水质指标 本文以太湖的营养物质总磷与总氮浓度 C<sub>TP</sub>、C<sub>TN</sub> 为水质指标。

1.1.2 农业投入因子 岸基物质影响湖泊水体水质需同时具备两类因子:源物质和传输它们的动力。具体到农业生产,导致农田面源污染通常是因为投入的资源有富余,多余的资源由径流或流失土壤携带汇入了水体,可见,有剩余才有可供流失的物质,即相对于产出而言,未被完全利用的资源是引起水环境问题的根源。考虑到农业投入对水体水质的影响主要应来自于化肥的残留(剩余),途径则主要为农田降雨径流与灌溉排水引起的流失。其中,化肥剩余是影响水质的物质来源;而排水则起着输送源物质的作用,但因缺少农业生产中实际排水量的资料,本文采用有效灌溉面积间接代替农田排水量。因此,本文选择的影响水质的农业资源因子为化肥剩余、有效灌溉面积。

化肥剩余的计算。化肥是农作物生长所需营养元素的主要来源之一,它提供的营养元素会转化成农

作物最终产物的组成部分,因此,化肥施用量的多少并不是造成环境问题的根源,只有它的利用效率才会引发环境问题;过量施用化肥可能导致营养元素未被作物吸收而在土壤表层富积,化肥中这部分未被作物吸收从而没能转化成农作物最终产物的营养元素(化肥剩余)才可能成为湖泊的潜在“营养物质源”。

$r_s(t)=r(t)-\eta(t)\times r(t)=r(t)\times[1-\eta(t)]$  (1)  
式中: $r_s(t)$ —— $t$  年未被利用的化肥剩余量; $r(t)$ —— $t$  年化肥投入量; $\eta(t)$ —— $t$  年农作物对化肥的利用效率; $\eta(t)\times r(t)$ —— $t$  年化肥投入量中已经转化成农作物最终产物的部分。

式(1)中的  $\eta(t)$  很难直接测量,因而缺少相关数据,但作物对资源的利用效率与生产力成正比,故可用产出与资源投入的对比(资源的生产力)来间接度量作物对资源的利用效率;单位资源形成的综合产出  $Q/r$  越多,则作物对资源的利用效率越高; $t$  时期的生产力  $Q(t)/r(t)$  对应此时期的效率  $\eta(t)$ ,基准期  $t_0$  的生产力  $Q(t_0)/r(t_0)$  则对应当时的效率  $\eta(t_0)$ ,即有:

$$\eta(t)/\eta(t_0)=[Q(t)/r(t)]/[Q(t_0)/r(t_0)]=b(t)$$

(2)

$$\text{亦即 } \eta(t)=b(t)\times\eta(t_0)$$

(3)

式中的综合产出  $Q$  用下文 1.3 所述 TOPSIS 方法计算。

于是,用资源生产力的相对变化代替效率的相对变化, $t$  年未被利用的剩余量  $r_s(t)$  为:

$$\begin{aligned} r_s(t) &= r(t)\times[1-\eta(t)] \\ &= r(t)\times[1-b(t)\times\eta(t_0)] \end{aligned}$$

(4)

有效灌溉面积的确定。要有动力,农田投入资源中未被利用的剩余物质才会流失并进入湖泊,太湖地区输送农田剩余物质的主要动力便是排水量。

总用水量  $W$  取决于单位面积用水量  $w$  和有效灌溉面积  $S$ ,即  $W=w\times S$ 。如果  $w$  不变,则  $W\propto S$ 。所以,农田排水量主要取决于有效灌溉面积  $S$ 。在缺少排水量直接数据的条件下,有效灌溉面积  $S$  来间接度量排水量。

### 1.2 研究方法

源物质和传输它们的动力共同作用才会对湖泊水质产生影响,因而,本文采用复相关分析方法,借助相关系数数值的比较,大致推断各地的相关因子对湖泊水体 C<sub>TP</sub>、C<sub>TN</sub> 的影响及其大小。

因为留在农田中的化肥剩余要经过一定时间的迁移才会进入水体,且受各种条件限制,各地化肥剩余迁移的时间有长有短,故本文用“滞后相关系数”来反映各地化肥剩余在迁移时间上的差别,即选择不同时间序列化肥剩余的数据计算相关系数。

此外,本文中采用“排除法”: (1) 化肥剩余是水体营养物的来源之一,剩余越多则污染水体的风险越大;有效灌溉面积的扩大增加了农田排水量,可能增加营养元素的流失,从而提高水体富营养化的风险。因此,根据常识,各项农业投入因子要对水体中的  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  产生影响,它们之间的相关性就应表现为:化肥剩余、有效灌溉面积应该与  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  呈正相关性。如果不是如此,只能认为相应农业投入因子对  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  没有影响。(2) 如果化肥剩余与  $C_{TP}$  或  $C_{TN}$  呈负相关性,即使有效灌溉面积与  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  具有正相关性,由于没有了“物源”,亦应认为该地对太湖水体  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  无影响。(3) 农田排水则是携带“源物质”的“动力”,如果有效灌溉面积与  $C_{TP}$  或  $C_{TN}$  呈负相关性,表明当地失去了排水携带“源物质”的能力,也认为对应地区对太湖水体中  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的影响可以不计。

### 1.3 用 TOPSIS 法计算农业综合产出 $Q$

用 TOPSIS 法 (Technique for Order Preference by Similarity to Ideal Solution)<sup>[14]</sup> 计算农业综合产出  $Q$  的思路是:以各地的农业产出作为样本,先建立由  $m$  个样本(即  $m$  个地区)和  $n$  个指标(即  $n$  种农业产出)组成的讨论对象,则  $n$  个指标构成一个  $n$  维空间,每个样本对应此空间的一个特定点,此空间中具有  $m$  个对应点;再从此空间中找两个参照点:所有指标的最大值和最小值分别构成的点  $X^+$  (最大参照样本)、 $X^-$  (最小参照样本);然后分别计算每个样本与参照样本  $X^+$ 、 $X^-$  间的距离(即空间两点间的距离)  $d^+$ 、 $d^-$ ;最后计算指数  $Q$  作为农业综合产出。具体步骤是:

(1) 选择指标,建立矩阵,并做数据标准化处理。根据研究目的和指标的可获取性,建立一个由  $m$  个样本  $n$  个指标构成的矩阵  $X = (x_{ij})_{m \times n}$ ,  $x_{ij}$  为指标实际值,  $i$  为样本序数,  $j$  为指标序数。

为排除  $x_{ij}$  的量纲及数量级差异的影响,对矩阵进行极差标准化处理,处理后的矩阵为  $X' = (x'_{ij})_{m \times n}$ 。

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_{1 \leq i \leq m} x_{ij}}{\max_{1 \leq i \leq m} x_{ij} - \min_{1 \leq i \leq m} x_{ij}} \quad (i=1, 2, \dots, m; j=1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

式中:  $\max_{1 \leq i \leq m} x_{ij}$ ,  $\min_{1 \leq i \leq m} x_{ij}$  ——第  $j$  个指标的最大、最小值,各元素  $x'_{ij}$  取值为  $0 \leq x'_{ij} \leq 1$ 。

(2) 用矩阵  $X'$  中各元素的最大值和最小值确定最大、最小参照样本  $X^+$ 、 $X^-$ 。对产出而言,最大参照样本对应最理想的样本状态,最小参照样本对应最不理想的样本状态。

$$X^+ = (\max_{1 \leq i \leq m} x'_{i1}, \max_{1 \leq i \leq m} x'_{i2}, \dots, \max_{1 \leq i \leq m} x'_{in}), \\ X^- = (\min_{1 \leq i \leq m} x'_{i1}, \min_{1 \leq i \leq m} x'_{i2}, \dots, \min_{1 \leq i \leq m} x'_{in}) \quad (6)$$

(3) 计算各样本与  $X^+$ 、 $X^-$  间的加权欧氏距离  $d^+$ 、 $d^-$ 。

$$d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n [w_j (x'_{ij} - x'^+_{j})]^2}, \\ d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n [w_j (x'_{ij} - x'^-_{j})]^2}; \\ 0 \leq d_i^+, d_i^- \leq 1 \quad (i=1, 2, \dots, m) \quad (7)$$

因为不同作物的产出量不同,从而对综合产出的贡献不同,而产出量与播种面积成比例,于是,权系数  $w_j$  就根据第  $j$  种作物播种面积  $A_j$  占总播种面积  $A$  的比例来确定,即  $w_j = A_j / A$ <sup>[15]</sup>。

一个样本所有指标均达最大值,它与最大参照样本的距离便最小( $d^+ = 0$ ),与最小参照样本的距离最大( $d^- = 1$ );而一个样本所有指标均为最小值时,它与最大参照样本的距离便最大( $d^+ = 1$ ),与最小参照样本的距离最小( $d^- = 0$ )。对产出而言,  $d_i^+$  越小表示  $i$  样本与期望越接近,  $d_i^-$  越大表示  $i$  样本越远离最不理想状态,则  $i$  样本状态越好。

(4) 用指数  $Q_i$  综合  $d_i^+$  与  $d_i^-$ 。对产出来说,  $Q_i$  越大,表示  $i$  样本状态越优。若样本各指标均处于最优(即  $d^+ = 0$ )则  $Q_i = 1$ ;若样本各指标均处于最劣(即  $d^- = 0$ )则  $Q_i = 0$ 。

$$Q_i = \frac{d_i^-}{d_i^- + d_i^+}; \quad 0 \leq Q_i \leq 1 \quad (i=1, 2, \dots, m) \quad (8)$$

## 2 结果与分析

### 2.1 无锡市化肥利用效率和化肥剩余量的时空演变

利用无锡各区市农业资料<sup>[11]</sup>,由式(5)—(8)综合粮食、油料与蔬菜得到农业综合产出  $Q$ 。再根据我国化肥利用效率的已有研究<sup>[16-17]</sup>及与发达国家化肥施用量<sup>[18]</sup>对比得到的间接结果,由式(2)、(4)计算无锡各区市化肥利用效率和化肥剩余量,其中,化肥折纯、氮肥与磷肥的  $\eta(t_0)$  分别取 0.35, 0.40, 0.15,  $Q(t_0)/r(t_0)$  取 2000—2010 年  $Q(t)/r(t)$  的平均值,结果见表 2、表 3。

由表 2 可见,2000—2010 年,市辖区与江阴化肥利用效率变化的总趋势是波动中快速下降,只是近两年才有稍许提高;宜兴化肥利用效率在 2003 年前呈逐年下降,之后在波动中逐步提高,近年的提高更加显著。就各区市的对比来看,各地的化肥利用效率大致相同,宜兴稍高一些。2001—2002 年无锡各区市的化肥利用效率都相对较高,是因为这一期间各地的农业综合产出均较高;2003 年各区市的化肥利用效

率都较低(宜兴尤其明显),可能是因当年降水量少<sup>[11]</sup>,大面积受灾造成农业产出低所致;2004—2005 年宜兴化肥利用效率低是因为当年化肥施用量提高而产出却未同步增长;2008 年市辖区与江阴的农业综合产出下降,导致这一期间的化肥利用效率也相对低下。农业在农村经济中占比高的地区,化肥利用效率也相对高,化肥利用效率从高至低为宜兴、江阴、市辖区,这可能与农技普及水平有关。

表 2 2000—2010 年无锡各区市化肥利用效率 %

年份	市辖区			江阴			宜兴		
	化肥折纯	氮肥	磷肥	化肥折纯	氮肥	磷肥	化肥折纯	氮肥	磷肥
2000	47.1	55.8	42.6	44.4	50.8	19.7	42.3	46.5	15.6
2001	40.1	47.7	16.3	39.9	45.7	16.8	36.5	44.2	12.6
2002	45.7	44.0	26.4	34.1	38.9	14.4	26.9	31.0	10.7
2003	20.4	20.3	10.3	15.4	17.6	6.5	8.8	9.6	3.8
2004	35.6	38.0	14.8	47.1	52.2	19.8	17.2	19.3	7.7
2005	38.3	51.3	13.1	41.6	46.9	17.5	16.7	18.9	7.3
2006	26.7	34.0	8.9	27.2	33.1	10.9	26.3	29.8	12.0
2007	23.2	31.8	7.4	31.7	37.8	12.6	45.3	50.4	25.5
2008	20.5	27.8	7.3	23.1	26.3	10.5	50.2	59.0	24.4
2009	22.4	30.5	8.5	34.0	38.4	15.4	60.6	71.6	29.5
2010	24.2	34.2	9.7	36.0	39.5	17.5	70.2	84.1	30.0
平均值	31.3	37.8	15.0	34.0	38.8	14.7	36.5	42.2	16.3

表 3 2000—2010 年无锡各区市化肥剩余量 10<sup>7</sup> kg

年份	市辖区			江阴			宜兴		
	化肥折纯	氮肥	磷肥	化肥折纯	氮肥	磷肥	化肥折纯	氮肥	磷肥
2000	1.84	0.85	0.01	1.77	0.92	0.01	2.74	1.45	0.19
2001	2.81	1.44	0.12	1.67	0.88	0.01	2.72	1.23	0.19
2002	2.74	1.88	0.11	1.72	0.93	0.01	3.14	1.60	0.17
2003	3.35	2.16	0.13	1.78	1.02	0.01	3.60	2.03	0.15
2004	2.15	1.23	0.12	1.30	0.49	0.14	3.36	1.83	0.15
2005	1.61	0.60	0.11	1.40	0.53	0.14	3.43	1.84	0.15
2006	1.89	0.86	0.12	1.58	0.56	0.14	3.02	1.59	0.14
2007	1.79	0.74	0.12	1.36	0.48	0.13	2.02	1.02	0.08
2008	1.71	0.73	0.10	1.42	0.56	0.11	1.72	0.75	0.09
2009	1.52	0.64	0.08	1.15	0.44	0.09	1.28	0.49	0.08
2010	1.37	0.54	0.07	1.08	0.43	0.08	0.90	0.25	0.09
总和	22.79	11.67	1.08	16.24	7.25	0.86	27.95	14.08	1.48
标准差	0.63	0.55	0.03	0.25	0.23	0.06	0.92	0.59	0.04

由表 3 可见,化肥剩余量存在区域差异,总体来看,2003 年以前化肥剩余量逐年增加,且增速较快,剩余量高的地区是宜兴与市辖区;而 2003 年以后化肥剩余量逐年降低,尤其是近几年宜兴的降速较快,化肥剩余量的区域差异也相对缩小;按化肥剩余量从多到少的排序为宜兴、市辖区、江阴。化肥剩余量的变化趋势也存在空间差异:市辖区为先逐年快速增加,而后趋于稳定并逐步下降;宜兴先逐年缓慢增加,而后快速下降;江阴相对稳定,年际间变化不大,且化肥剩余量最低。

引起各地化肥剩余量空间与时间变化的主要因素是农作物播种面积,播种面积大的地区化肥剩余总量相对高,历年播种面积的总体降序排列为宜兴、市辖区、江阴,排位靠前的宜兴与市辖区的化肥剩余量就相对高些。其次是化肥施用强度,经济相对发达、且产业结构中农业所占比重高的地区对流域化肥剩余量的贡献更大一些,这与各地经济不断发展、化肥施用逐步增加的趋势有关,经济相对发达的市辖区的单位播种面积化肥施用量为 547.3 kg/hm<sup>2</sup>;第一产业占比相对高的地区的单位播种面积化肥施用量也相对高,如宜兴化肥施用量为 434.3 kg/hm<sup>2</sup><sup>[11]</sup>。另外还与化肥施用效率的变化有关,如 2003 年各区市的化肥利用率低,当年的化肥剩余量高,再如江阴 2008 年的化肥利用率相对低,则化肥剩余量相对高,

2007—2010 年宜兴的化肥利用率大幅提高,对应年份的化肥剩余量急剧下降。化肥剩余量还与当年化肥施用的绝对量有关,尽管 2001—2002 年各区市的化肥利用效率均较高,但因这一期间各区市的化肥施用量高,化肥剩余量也相对高。

2.2 太湖水质的农业影响源识别

表 4 为 2000—2009 年太湖 3 个湖区(梅梁湖、五里湖与西部沿岸)的  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$ <sup>[19]</sup>。据此计算不同湖区  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$ 与各地农业投入因子的偏相关系数以及复相关系数,结果见表 5。

表 4 2000—2009 年太湖水质指标 mg/L

	年份	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
梅梁湖	$C_{TP}$	0.153	0.154	0.109	0.102	0.106	0.110	0.100	0.100	0.070
	$C_{TN}$	3.94	4.73	4.79	5.27	4.66	5.21	3.37	2.96	2.76
五里湖	$C_{TP}$	0.192	0.168	0.132	0.144	0.137	0.150	0.130	0.090	0.070
	$C_{TN}$	5.64	7.02	7.09	7.00	5.6	6.36	3.74	2.27	1.39
西部沿岸	$C_{TP}$	0.119	0.097	0.104	0.107	0.101	0.120	0.130	0.100	0.120
	$C_{TN}$	2.71	2.83	3.34	3.33	3.77	3.74	3.73	3.36	3.78

注: $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$ 为太湖总磷、总氮浓度。

表 5 太湖水体  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$ 与无锡农业投入因子的偏相关系数与复相关系数

指标		梅梁湖			五里湖			西部沿岸		
		市辖区	江阴	宜兴	市辖区	江阴	宜兴	市辖区	江阴	宜兴
$C_{TP}$	$r_s(P)$	0.217	a	0.360	0.658 <sup>*</sup>	a	0.099	0.410	0.011	0.423
	$r_s(P1)$	a	0.389	0.413	0.008	0.682	0.692 <sup>*</sup>	−0.648 <sup>b</sup>	−0.003 <sup>b</sup>	a
	$S$	0.743 <sup>**</sup>	0.694 <sup>*</sup>	0.187	0.668 <sup>*</sup>	0.856 <sup>***</sup>	−0.339 <sup>c</sup>	−0.613 <sup>c</sup>	−0.181 <sup>c</sup>	0.277
	$R$	0.813 <sup>**</sup>	0.807 <sup>*</sup>	0.850 <sup>*</sup>	0.919 <sup>**</sup>	0.898 <sup>***</sup>	0.945	0.661	0.379	0.413
$C_{TN}$	$r_s(N)$	a	−0.533 <sup>b</sup>	0.690 <sup>*</sup>	a	−0.342 <sup>b</sup>	0.696 <sup>*</sup>	−0.476 <sup>b</sup>	−0.411 <sup>b</sup>	0.357
	$r_s(N1)$	0.544	−0.415 <sup>b</sup>	0.268	0.608 <sup>*</sup>	−0.371 <sup>b</sup>	−0.330 <sup>b</sup>	0.295	−0.231 <sup>b</sup>	0.802 <sup>**</sup>
	$S$	0.331	0.724 <sup>*</sup>	−0.051 <sup>c</sup>	0.593 <sup>*</sup>	0.746 <sup>*</sup>	−0.574 <sup>c</sup>	−0.618 <sup>c</sup>	−0.111 <sup>c</sup>	0.823 <sup>**</sup>
	$R$	0.662	0.800	0.937	0.793 <sup>**</sup>	0.876	0.956	0.844	0.815	0.858 <sup>*</sup>

注:①  $r_s(P)$ 、 $r_s(N)$ 为磷肥、氮肥的剩余量, $r_s(P1)$ 、 $r_s(N1)$ 为磷肥、氮肥滞后 1 a 的剩余量, $S$ 为有效灌溉面积, $R$ 为复相关系数。②<sup>a</sup>表示  $C_{TP}$ 与  $r_s(P)$ 或  $r_s(P1)$ 、 $C_{TN}$ 与  $r_s(N)$ 或  $r_s(N1)$ 为负相关关系,因而不计;<sup>b</sup>表示从“物源”角度应排除其影响的地区;<sup>c</sup>表示从“动力”角度应排除其影响的地区。③<sup>\*\*\*</sup>表示极显著相关  $p<0.01$ ;  $**$ 表示显著相关  $p<0.05$ ;  $*$ 表示相关  $p<0.10$ 。④ 样本数: $n=9$ 。

(1) 在一些地区,水体  $C_{TP}$ 或  $C_{TN}$ 只与当年磷肥剩余或氮肥剩余呈正相关,如西部沿岸  $C_{TP}$ 与宜兴磷肥剩余的关系,可能是由于宜兴地处西部沿岸上游,且为丘陵地区,这样的地形有利于磷肥的流失。在另一些地区,水体  $C_{TP}$ 或  $C_{TN}$ 与当年磷肥或氮肥剩余不存在相关关系,但与滞后 1 a 的磷肥剩余或氮肥剩余的相关系数显著相关,如梅梁湖、五里湖的  $C_{TP}$ 与江阴滞后 1 a 的磷肥剩余有正的相关性,这可能与江阴地处市辖区以北,而附着于土壤颗粒上的磷的输送需要一定时间有关;梅梁湖、五里湖的  $C_{TN}$ 与市辖区的氮肥剩余的相关性也是如此。此外,有些地区,水体  $C_{TP}$ 或  $C_{TN}$ 同时与当年及滞后 1 a 的磷肥剩余或氮肥剩余呈正相关性,如梅梁湖的  $C_{TP}$ 与宜兴的磷肥剩余,五里湖的  $C_{TP}$ 与市辖区的磷肥剩余,及西部沿岸的  $C_{TN}$ 与宜兴的氮肥剩余,表明这些地区农业生产中施用磷肥或氮肥产生的剩余对水体  $C_{TP}$ 或  $C_{TN}$ 有 1 a 的滞后影响期,原因可能是化肥剩余中的营养元素从陆地农田迁移至水体要经历一定的时间,现在施用的化肥或者要

过 1 a 才对湖水中的  $C_{TP}$ 或  $C_{TN}$ 产生影响,或者这种影响能够持续很长时间,1 a 以后还在继续产生影响。

应该说明的是,此处 1 a 滞后期与采用数据的时间尺度有关,即探讨农业投入与太湖水体  $C_{TP}$ 或  $C_{TN}$ 间的关系时,受资料间隔时间限制,时间尺度为“年”,如果有更精细、时间更短的数据,化肥剩余与水体  $C_{TP}$ 或  $C_{TN}$ 间的滞后关系不一定是 1 a,也许只有若干月。

(2) 应用上文 1.2 的“排除法”,根据表 5,江阴当年及滞后 1 a 的氮肥剩余与水体  $C_{TN}$ 均无合理的相关关系(即它们之间为负相关),原因可能是我国施用的氮肥以碳酸氢铵和尿素为主,而这种铵态氮肥施入土壤后易挥发<sup>[20]</sup>,且氮素流失还受降水量、气温以及农事活动的影响<sup>[4]</sup>,加之所处地理位置距太湖较远,这些因素使得江阴对太湖  $C_{TN}$ 无影响,因此,从“物源”角度,可以排除江阴的氮肥施用对梅梁湖、五里湖及西部沿岸水体  $C_{TN}$ 的影响;与之类似,还可以排除市辖区当年的氮肥剩余对西部沿岸水体  $C_{TN}$ 、以及市辖区和江阴滞后 1 a 的磷肥剩余对西部沿岸水体  $C_{TP}$ 的

影响。从“动力”角度,则可排除宜兴对五里湖  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  及对梅梁湖  $C_{TN}$  的影响,也可排除市辖区和江阴对西部沿岸水体  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的影响。

(3) 作为我国东部著名农业区,太湖流域农业增产的主要措施之一是高化肥施用强度,但利用效率低致使化肥剩余多,加上灌溉方式不合理造成用水量及随之产生的大量排水,导致高强度的 N、P 元素流失,太湖地区稻麦轮作系统中,氮、磷的径流流失量分别占当年施肥量的 6.36% 和 1.93%<sup>[2]</sup>,说明灌排水也是影响太湖水体  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的重要因素之一。由表 5 可知,市辖区与江阴的有效灌溉面积对梅梁湖、五里湖  $C_{TP}$  有显著影响,市辖区和宜兴的有效灌溉面积分别对五里湖及西部沿岸水体  $C_{TN}$  有显著影响。因此,无锡农业生产中有必要推广先进灌溉技术,以求节约水资源并降低太湖水体富营养化的风险。

(4) 对照表 3 与表 5 可以看出,不一定化肥剩余量多的地区对湖水水质的影响就大,如化肥剩余量多的宜兴对五里湖  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的影响就可以排除,原因是五里湖位于宜兴的东北,将剩余的磷肥与氮肥输送到五里湖的动力可能不足;反而是磷肥剩余量相对少的江阴对梅梁湖与五里湖  $C_{TP}$  有较大影响,可能是其地形利于化肥剩余向太湖输送,这正反映了农业投入资源对湖泊水质的影响是综合作用的结果。“剩余”多,只表明潜在的影响大,但只要能从“动力源”上加以适当控制,就可以使之不转化为现实的风险,即控制农业投入资源对水环境的影响,应从“物源”与“动力”两方面入手。在“物源”方面,要减少化肥施用量,采用科学的施肥技术,在恰当时间、合理位置施用数量适当的肥料,而不过量施肥,如测土配方施肥。在“动力”方面,则要减少水土流失,主要措施不外乎:改造农田为节水灌溉型农田,以减少灌排水量。在“物源”难以立刻减少(因为有农作物增产的要求)的现状下,从“动力”方面努力,不失为一种能较快见效的办法。以达到既保护水环境,又节约农业活动中的资源投入量的目的。

(5) 复相关系数的含义是:太湖  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  受多种农业投入因素影响,是多因素共同作用的结果。由表 5 可见,各农业投入因子的偏相关系数并不大,但复相关系数却较大。根据复相关系数(并结合从“物源”和“动力”角度排除其影响的情况),各地农业活动对湖区水质影响较大的是:市辖区对五里湖与梅梁湖  $C_{TP}$  和对五里湖  $C_{TN}$ ,江阴对五里湖与梅梁湖  $C_{TP}$ ,宜兴对梅梁湖  $C_{TP}$  和对西部沿岸  $C_{TN}$ 。考虑到相对高的化肥施用强度与化肥剩余量,故应特别重视市辖区对五里湖与梅梁湖  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  和宜兴对西部沿岸  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的影

响。再结合表 5 中偏相关系数达到显著性水平的农业投入因子的数目判断,市辖区的农业活动对五里湖水质的影响较大,宜兴的农业活动对西部沿岸水质的影响较大。

总体来看,无锡各区市农业活动对太湖不同湖区的水质有不同影响,江阴主要影响五里湖与梅梁湖的  $C_{TP}$ ,而宜兴主要影响西部沿岸与梅梁湖的  $C_{TP}$ ,特别是市辖区的农业活动对五里湖与梅梁湖的  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  都有影响,因此,这些地区的农业活动应是太湖水环境管理重点关注的对象。

### 3 结论

(1) 农业面污染源的物质常源自化肥利用效率低下产生的化肥剩余,本文提出了一种有一定物理含义的计算化肥剩余量的简明方法。由于化肥施用量多或/和化肥利用效率相对较低,无锡的宜兴、市辖区的农业活动中产生的化肥剩余量较大。

(2) 无锡各地农业活动对太湖水质的影响是农业投入因子协同作用的结果。在“物源”与“动力”的共同作用下,市辖区的农业活动对五里湖与梅梁湖的  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  有较大影响,宜兴的农业活动对西部沿岸与梅梁湖的  $C_{TP}$  有较大影响,江阴的磷肥施用对五里湖与梅梁湖的  $C_{TP}$  影响较大。而因“动力”不足,宜兴的农业活动虽然产生的化肥剩余量最多,但对五里湖  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的影响并不大,同样,市辖区的农业活动虽然产生较多的化肥剩余,但对西部沿岸水体  $C_{TP}$ 、 $C_{TN}$  的影响也不大;因“物源”不足,江阴的氮肥剩余对五里湖与梅梁湖的  $C_{TN}$  的影响不大。

(3) 为降低农业活动对水环境的影响,控制并改善太湖水体污染程度,同时满足资源节约型发展的要求,无锡农业生产中,有必要减少化肥施用量,并要特别注意提高化肥利用效率,以减少化肥剩余;还要改进灌溉方式,建设节水型农田,包括增加节水灌溉面积、减少灌溉水量。这样从“源头”入手,才可能实现提高经济效益、节约资源、控制并改善水环境多重功效的管理目标。

#### 参考文献:

- [1] 黄玉洁,张银龙,李海东,等.太湖人工恢复湿地植物群落建植对沉积物中氮、磷空间分布的影响[J].水土保持研究,2011,18(5):161-165.
- [2] 杨林章,王德建,夏立忠.太湖地区农业非点源污染特征及控制途径[J].中国水利,2004,20(1):29-30.
- [3] 唐佐忠,王克勤,李秋芳,等.等高反坡阶对坡耕地产流产沙和氮磷迁移的作用研究[J].水土保持研究,2013,20(1):1-8.
- [4] 王鹏,高超,姚琪,等.太湖丘陵地区农田氮素迁移的时

- 空分布特征[J]. 环境科学, 2006, 27(8): 1671-1675.
- [5] Bahar M M, Ohmori H, Yamamuro M. Relationship between river water quality and land use in a small river basin running through the urbanizing area of Central Japan [J]. *Limnology*, 2008, 9(1): 19-26.
- [6] Lee S W, Hwang S J, Lee S B, et al. Landscape ecological approach to the relationships of land use patterns in watersheds to water quality characteristics [J]. *Landscape and Urban Planning*, 2009, 92(2): 80-89.
- [7] 孙伟, 陈雯, 陈诚. 水环境协同约束分区与产业布局引导研究: 以江苏省为例 [J]. *地理学报*, 2010, 65(7): 819-827.
- [8] 王苏民, 窦鸿身. 中国湖泊志 [M]. 北京: 科学出版社, 1998. 3-21.
- [9] 国家统计局与环境保护部. 中国环境统计年鉴 2011 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2011.
- [10] 张维理, 武淑霞, 冀宏杰, 等. 中国农业面源污染形势估计及控制对策 I. 21 世纪初期中国农业面源污染的形势估计 [J]. *中国农业科学*, 2004, 37(7): 1008-1017.
- [11] 无锡统计局. 2001—2011 无锡统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2001-2011.
- [12] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴 2011 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2012.
- [13] Syers J K, Johnston A E, Curtin D. Efficiency of Soil and Fertilizer Phosphorus Use [M]. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2008.
- [14] Hwang C L, Yoon K. Multiple Attribute Decision Making: Method and Application [M]. New York: Springer-verlag, 1981.
- [15] 张燕, 高翔, 张洪. 农业综合产出对投入资源的敏感性研究 [J]. *中国农业大学学报*, 2011, 16(6): 169-173.
- [16] 朱昌雄, 郭萍. 农业源污染与微生物修复技术 [J]. *现代化工*, 2008, 28(10): 1-6.
- [17] 陈同斌, 曾希柏, 胡清秀. 中国化肥利用率的区域分异 [J]. *地理学报*, 2002, 57(5): 531-538.
- [18] FAO (Food and Agriculture Organization). Fertilizer Use by Crop [M]. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2006.
- [19] 中国环境年鉴编辑委员会. 中国环境年鉴 2001—2010 [M]. 北京: 中国环境年鉴社, 2001-2010.
- [20] 张智峰, 张卫峰. 我国化肥施用现状及趋势 [J]. *磷肥与复肥*, 2008, 23(6): 9-12.

(上接第 23 页)

- [14] 胡海波, 魏勇, 仇才楼. 苏北沿海防护林土壤可蚀性的研究 [J]. *水土保持研究*, 2001, 8(1): 150-154.
- [15] 杨永红, 刘淑珍, 王成华, 等. 含根量与土壤抗剪强度增加值关系的试验研究 [J]. *水土保持研究*, 2007, 14(3): 287-289.
- [16] Szanser M, Ilieva-Makulec K, Kajak A, et al. Impact of litter species diversity on decomposition processes and communities of soil organisms [J]. *Soil Biology & Biochemistry*, 2011, 43(1): 9-19.
- [17] Fernandez I, Mahieu N, Cadisch G. Carbon isotopic fractionation during decomposition of plant materials of different quality [J]. *Global Biogeochemical Cycles*, 2003, 17(3): 1-9.
- [18] Matamala R, González-Meler M A, Jastrow J D, et al. Impacts of fine root turnover on forest NPP and soil C sequestration potential [J]. *Science*, 2003, 302(5649): 1385-1387.
- [19] Wang Y G, Li Y, Ye X H, et al. Profile storage of organic/inorganic carbon in soil: From forest to desert [J]. *Science of the Total Environment*, 2010, 408(8): 1925-1931.
- [20] Weaver J E, Hougen V H, Weldon M D. Relation of root distribution to organic matter in prairie soil [J]. *Botanical Gazette*, 1934, 96(3): 389-420.
- [21] Gill R, Burke I C, Milchunas D G, et al. Relationship between root biomass and soil organic matter pools in the shortgrass steppe of eastern Colorado [J]. *Ecosystems*, 1999, 2(3): 226-236.
- [22] 赵忠, 李鹏. 渭北黄土高原主要造林树种根系分布特征及抗旱性研究 [J]. *水土保持学报*, 2002, 16(1): 96-99.