

基于 HJ-1 号卫星数据的太湖悬浮物浓度 空间分布和变异研究

夏 骞¹ 李云梅¹ 吴传庆² 金 鑫¹ 王彦飞¹

(1. 南京师范大学虚拟地理环境教育部重点实验室, 江苏 南京 210046;

2. 环境保护部环境卫星应用中心, 北京 100094)

摘要:以太湖为研究区, 利用环境 1 号卫星第 4 波段建立的线性模型反演了太湖悬浮物浓度, 得到 2009 年全年太湖悬浮物质量浓度空间分布特征。通过等间距的布点和地统计学的相关原理, 揭示太湖悬浮物浓度的空间变异特征。结果表明:2009 年太湖悬浮物浓度值比较高, 大都集中在 30~50 mg/L 和 50~70 mg/L, 高值区从西北太湖或西南太湖区域逐渐向湖心扩散, 最终在湖心形成大面积区域。通过地统计学分析发现, 太湖悬浮物具有块金效应和强烈的空间相关性, 其中 6 月份的变程最小, 为 9.2 km, 而 2009 年其他月份的变程都大于 20 km。

关键词:遥感; 悬浮物; 空间分布; 空间变异; 地统计学

中图分类号: X524 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-0690(2011)02-0197-07

引言

太湖是中国经济发展最快地区之一。近年来, 由于该地区人口增加和经济发展带来的污水大量排放以及太湖水体本身的交换能力差, 太湖水体污染严重, 太湖生态环境遭受严重的破坏, 对人体健康造成一定危害, 治理、保护太湖已成为刻不容缓的任务^[1]。悬浮物浓度可以从一定程度反映水质污染的轻重程度, 因此是水环境监测的一个重要指标^[2]。

目前, 已有大量研究成功地利用遥感技术对水体悬浮物浓度进行反演, 如王学军^[3]等用 TM1、TM2、TM3 和 TM4 波段建立了太湖悬浮物观测模型。李云梅^[4]等利用分析模型对太湖悬浮物浓度进行了遥感监测^[5-7]。对于整个湖体而言, 由于受水底地形差异的影响, 风浪扰动影响以及出、入湖河流等因素的影响, 导致其水质参数的空间分布不均匀^[7], 而对水质参数空间差异性的研究, 有助于研究水质的连续变化或突变特征, 有助于研究不同湖区水质变化特征以及周边环境因素对水质的影响。但是, 目前在这方面的研究还比较欠缺, 因此, 难以对水体中悬浮物的扩散规律、污染物的空间迁

移进行定量评价。由于水质参数的空间变异性既具有随机性又具有结构性, 因此目前有少量学者利用地统计学的方法对其进行研究^[8-14]。但是, 这些研究均通过野外采样获得数据, 这种方法耗时长、费用高、采样点少, 而且实际采样的时间差使得对研究区域进行同一时刻的空间差异性分析无法实现。

本文利用野外同步实测的 ASD 数据建立不同的太湖悬浮物浓度反演模型, 通过精度分析和反演效果对比, 选择最优模型对 2009 年 1~11 月的 HJ-1 号太湖多光谱数据进行悬浮物浓度反演, 并在此基础上通过等距布点提取每个样点的浓度值, 然后结合地统计学的相关理论和方法, 对太湖悬浮物浓度的空间分异特征进行详细分析。

1 研究区概况和数据源

太湖是中国长江中下游地区著名的五大淡水湖之一, 位于长江三角洲南翼坦荡的太湖平原上, 介于 30°55'40"~31°32'58"N, 119°52'32"~120°36'10"E 之间, 地跨江浙两省, 其湖泊面积为 2 427.8 km², 实际水面积为 2 338.1 km²。太湖平均水深 2 m, 最大水深 4 m, 是一个典型的浅水型湖泊^[15]。

收稿日期: 2010-04-24; 修订日期: 2010-06-28

基金项目: 国家水体污染控制与治理科技重大专项“国家水环境遥感技术体系研究与示范(2009ZX07527-006)”、国家自然科学基金项目“面向湖泊水色遥感的多源数据融合与生成研究(40971215)”资助。

作者简介: 夏 骞(1984-), 男, 安徽宣城人, 硕士研究生, 主要从事水环境遥感监测和城市遥感应用的研究。E-mail: xiarui123@yahoo.com.cn

本文使用的遥感影像数据为 2009 全年的 HJ-1 号多光谱影像图件数据为 1:100 000 太湖地区地形图。光谱数据是使用美国 ASD 公司生产的 ASD FieldSpec Pro 便携式光谱辐射计进行测量的,波段范围是 350~1 050 nm,观测数据有:标准灰板(反射率为 30%)、水体和天空光的光谱辐亮度信息^[16]。悬浮物浓度的测定方法参考相关文献^[6]。

2 HJ-1 号卫星影像的预处理

1) 几何校正和辐射定标。在 1:100 000 的太

湖流域地形图上均匀选取 30 个具有典型特征的地面控制点(GDP),采用二次多项式和最近邻内插法,误差控制在 0.1 个像元以内。然后将原始的 DN 值转化为大气层顶太阳辐亮度 $L(\lambda)$ ^[17,18]。

2) 大气校正。本文采用 6S 模型对 HJ-1 号的 4 个多光谱波段进行大气校正,这一过程在 M SIXS 软件支撑下进行(表 1)。

运行 6S 模型,得到大气校正系数 X_a 、 X_b 和 X_c ,代入下面公式即可得到地物反射率:

$$R = Y / \{1 + X_c \times [X \times L(\lambda) - X_b]\} \quad (1)$$

表 1 6S 大气校正的主要输入参数

Table 1 Main input parameters of 6S code atmospheric correction

太阳天顶角		大气模式	中纬度夏季和中纬度冬季
太阳高度角	可以从 HJ-1 号影		
卫星天顶角	像的头文件中	光谱条件	输入 HJ-1 号多光谱波段范围
卫星高度角	直接进行读取		
成像日期		轨道高度(km)	650
大气能见度(km)	15	研究区海拔(km)	0.005
气溶胶模型	大陆型	地表反射比	均匀

式中 R 为地物反射率 $L(\lambda)$ 为大气层顶太阳辐亮度。

3) 水草和水华区域的判断。太湖湖区的水草区域是根据 2003~2009 年野外实验实地调查所确定的。而水华是采用马荣华^[19]等人的研究方法,利用 HJ-1 号多光谱的第 3 和第 4 波段构建比值植被指数: $\text{Band4}/\text{Band3} > 1$, 进行提取。

3 不同季节太湖悬浮物浓度的遥感反演和空间分布特征

利用 2009 年 1、5、6 和 11 月(每次均为 53 个样点,其中 33 个样点数据用于建立悬浮物浓度反演模型,剩下的 20 个样点数据用于检验模型)4 次准同步的地面实验观测数据建立基于 HJ-1 号卫星多光谱数据悬浮物浓度反演模型。首先寻找最优的波段组合用于悬浮物反演模型的建立,然后对建立的各种模型进行精度分析和反演效果对比,最终选取反演精度较好的模型。在利用 HJ-1 号数据反演太湖悬浮物浓度时,发现 HJ4、HJ3/HJ2 以及 HJ4/HJ1 与悬浮物有很好的相关性。因此,利用这 3 个波段组合作为自变量建立悬浮物浓度反演模型,表 2 给出以上 3 种波段组合建立的悬浮物浓度反演模型。

表 2 不同波段组合建立的太湖悬浮物浓度反演模型

Table 2 Inversion models of suspended solids in Taihu Lake under combination of different bands

	类型	变量	模型公式
多光谱数据模型	单波段	$X = \text{HJ4}$	$SS = A \times X + B$
	波段组合	$X = \text{HJ3}/\text{HJ2}$	$SS = A \times X^2 + B \times X + C$
			$SS = A \times \ln(X) + B$
		$X = \text{HJ4}/\text{HJ1}$	$SS = A \times X^B$
			$SS = A \times e^B$

结果表明,利用 HJ4 和 HJ3/HJ2 建立的模型反演效果较好,其中 HJ4 波段建立的线性模型平均相对误差为 19.6%,HJ3/HJ2 建立的模型平均相对误差为 28.4%,HJ4 波段建立的线性模型效果要好于 HJ3/HJ2 建立的模型。因此采用 HJ4 建立的线性模型进行反演(图 1)。

从图 1 中可以看出,太湖悬浮物分布有以下特点:一般来说湖心区是高值区,而四周为低值区,首先高值区分布在西北太湖或西南太湖较为狭小的区域,然后逐渐向湖心扩散,最终在湖心形成大面积的高值区,太湖悬浮物的平均浓度在各月份均比较高。通过分析 1、5、6 和 11 月 4 个月的数据发现,太湖悬浮物的浓度大部分集中在 0~110 mg/L,其中 30~50 和 50~70 mg/L 这两个浓度等级所占的比例较大,太湖悬浮物在这 4 个月的浓度都比较高,并且变化比较剧烈。

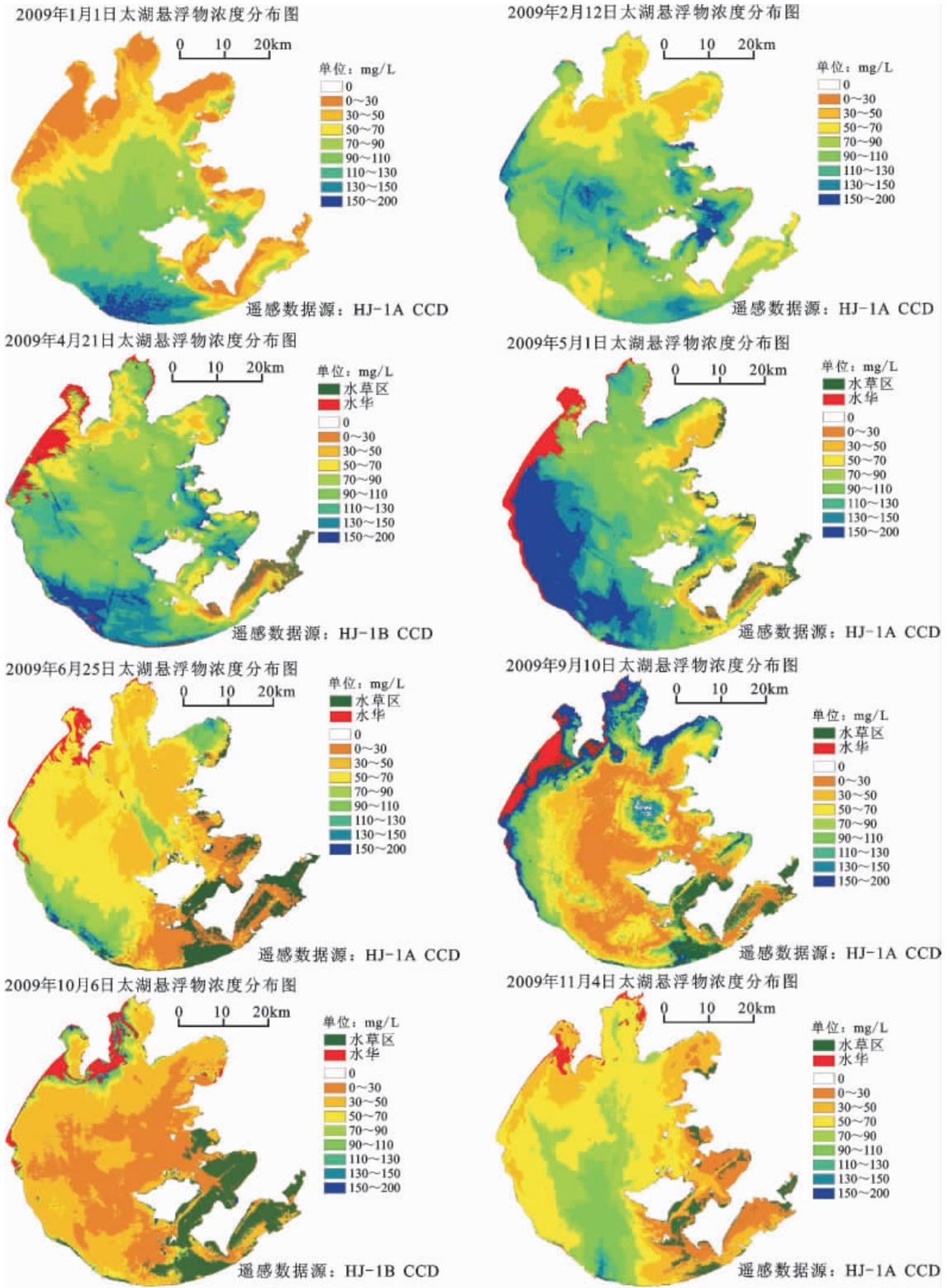


图 1 太湖 2009 年不同季节悬浮物浓度空间分布

Fig. 1 Distribution of suspended solids concentration of Taihu Lake in different seasons

4 不同季节太湖悬浮物浓度空间变异特征

目前对太湖水质参数空间异质性的研究,都是借助于野外采样获得的实测值进行的,由于该方法耗时长、费用高,因此,采样点数都较少,而且采样时差使得对其进行同一时刻的空间差异性分析无法实现。为了克服这个局限性,本论文以反演后的太湖悬浮物浓度为数据源,通过等距布点提取每个样点的悬浮物浓度值,进而分析其空间变异特征。考虑到湖岸线、湖中岛以及东太湖水草区的影响,共布设 50 个样点,并在梅梁湾进行加密布点(梅梁湾样点间距约 3 km,其余湖区样点间距约 6 或 9 km)(图 2)。

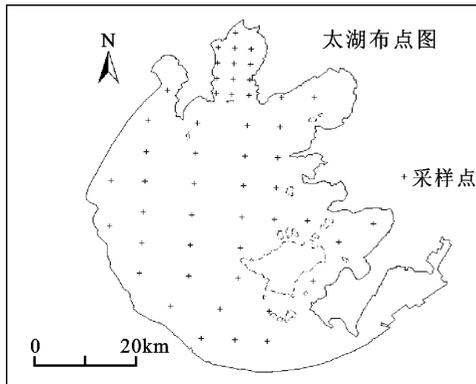


图 2 太湖空间变异样点分布

Fig. 2 Distribution of spatial variation sampling sites in Taihu Lake

根据前人的一些研究成果^[8-30],本文利用地统计学中的半方差函数来对太湖悬浮物浓度的空间变异特征进行分析。首先在 ENVI4.4 软件里利用感兴趣区(ROI)将样点导出,然后在 ArcGIS 9.2 里面将每个样点的经纬度坐标转为平面直角坐标,最后在 GS + V5.0 软件中计算,分析太湖悬浮物浓

度的空间变异特征。

4.1 太湖悬浮物浓度的变异性统计

变异系数是标准差与平均数的比值,通常记为 CV(下式值为 C_{CV}),它可以消除单位和(或)平均数不同对两个或多个样本变异程度比较的影响,计算公式如下:

$$C_{CV} = S/\bar{x} \times 100\% \quad (2)$$

式中, S 为标准差, \bar{x} 为平均值。 $C_{CV} < 10\%$ 为弱变异, $10\% \sim 30\%$ 为中等变异, $> 30\%$ 为强变异^[22]。太湖悬浮物浓度的描述性统计结果如表 3 所示。

由表 3 可以看出,2009 年太湖悬浮物变异系数在 1、9 和 10 这 3 个月份的值较大,其中最大值出现在 10 月,达到 77.0114%,最小值在 11 月,为 26.0529%。说明 2009 年太湖悬浮物浓度在空间变异程度上,1、9 和 10 这 3 个月变异程度较大,其中 10 月最大,而 11 月最小。同时可以看出,除 5 和 11 月为中等变异外,2009 年其它月份均为强变异,这可以说明太湖水质变化比较剧烈。

4.2 太湖悬浮物浓度的空间变异特征分析

首先通过 GS + V5.0 软件计算太湖悬浮物的半方差函数,通过球状、指数、高斯和线性模型进行拟合,以确定最佳模拟模型,其中最佳拟合模型的确定根据剩余平方和最小、决定系数最大的原则,通过基台值、变程、块金值、决定系数和剩余平方和等参数对太湖悬浮物浓度的空间变异特征进行分析(表 4)。

块金值是间距为 0 时的半方差^[31],它表示由实验误差和小于实验取样尺度等随机因素引起的变异,较大的块金值表明较小的尺度上某种过程作用不容忽视。表 4 中可以看出,2009 年除了 2 月和 6 月的块金值较小外,其他月份的悬浮物浓度的块金值均较大,其中 10 月最大,达到了 670。这说明在一定的尺度下,太湖悬浮物的野外采样误差以

表 3 太湖悬浮物浓度的变异性统计(mg/L)

Table 3 Descriptive statistics of suspended solids concentration in Taihu Lake

影像时间(月-日)	太湖悬浮物浓度				
	最小值	最大值	平均值	标准差	变异系数
01-01	18.7879	160.1711	64.80414	36.74292	56.6984
02-12	45.9741	153.8766	80.38236	25.3572	31.54573
04-21	47.2738	188.5276	96.28401	31.13487	32.33649
05-01	51.9912	198.5154	114.7336	33.39589	29.1073
06-25	5.4096	129.5313	56.38803	20.92618	37.111
09-10	26.0789	195.6885	83.88063	49.06933	58.499
10-06	18.6603	200.2363	50.50142	38.89185	77.0114
11-04	26.2208	106.1214	63.87142	16.64035	26.0529

表 4 太湖悬浮物的半方差模型及参数

Table 4 Semivariance models and parameters of suspended solids in Taihu Lake

影像时间(月-日)	模型	C_0	$C_0 + C$	$a(m)$	$C/C_0 + C$	r^2	RSS
01-01	高斯	80	3270	39000	0.976	0.953	636758
02-12	球状	1.00	923.0	40460	0.999	0.835	310280
04-21	高斯	356	1817	37000	0.804	0.860	392238
05-01	高斯	111	1647	21090	0.933	0.885	597506
06-25	高斯	1.00	442.2	9200	0.998	0.642	149288
09-10	指数	570	4210	35250	0.865	0.947	515359
10-06	指数	670	4450	91850	0.849	0.545	2692000
11-04	球状	57	393.3	51150	0.855	0.910	15765

及污染物斑块由中心向周围扩散的过程引起的变异较大。

基台值是半方差函数随间距增加到一定程度后达到的平稳值,通常表示样本内总的变异^[31]。通常利用块金值与基台值的比值来描述样本间空间相关性的程度。比值越小,表明空间结构部分引起的空间变异程度越大,反之则随机因素引起的空间变异程度起主要作用,比值小于 25%,说明系统具有强烈的空间相关性;比值在 25%~75% 之间,表明样本具有中等的空间相关性;比值大于 75% 说明空间相关性很弱(表 5)。

表 5 太湖悬浮物浓度的空间相关性

Table 5 Spatial correlation of concentration of suspended solids in Taihu Lake

影像时间(月-日)	$C_0/C_0 + C(\%)$	空间相关性程度
01-01	2.4	强
02-12	0.1	强
04-21	19.6	强
05-01	6.7	强
06-25	0.2	强
09-10	13.5	强
10-06	15.1	强
11-04	14.5	强

从表 5 看出,太湖悬浮物浓度的块金值与基台值的比值都小于 25%,最大的也仅仅为 4 月份的 19.6%,而 2 月份的比值最小,仅为 0.1%,这说明太湖悬浮物具有强烈的空间相关性,它在空间分布上具有明显的规律性。

变程是指半方差函数达到基台值所对应的距离,它表明水质参数空间自相关的范围,当取样距离超出这个尺度时,水质参数随机分布^[31]。变程变化也反映出引起水质参数变异主要过程的变化。表 4 可以看出 2009 年 6 月变程最小,为 9 200 m,而其它月份的变程都大于 20 000 m,最大的是 10

月份达到 91 850 m,这与悬浮物强烈的空间相关性有关。

4.3 讨论

上述可以看出,2009 年不同季节太湖悬浮物浓度的空间分布和空间变异呈现出不同的变化趋势,造成这种情况主要原因是近年来随着太湖流域周边地区的经济快速发展,流域内的土地利用类型不断的发生着变化,大量的陆上泥沙和营养盐随着地表径流和降雨被带入到太湖中,导致湖体悬浮物的分布和变异出现差异。太湖周边有 32 条主要的环湖河流,其中入湖河流 23 条,出湖河流 9 条。江苏段入湖河流 16 条,主要流入太湖梅梁湾、竺山湾、贡湖湾和西部沿岸区。浙江段入湖河流 7 条,主要流入太湖南部沿岸区,而太湖的悬浮物浓度与太湖水体散射特性有着密切的关系^[6],因此在全湖范围内太湖水体散射特性呈现出较为明显的东西差异,北部的梅梁湾、湖心区、西部以及西南部水域都表现出较强的散射,而东太湖、胥口湾等东部水域的散射弱于西部^[7]。湖心区由于湖面开阔,底泥受风浪搅动的影响较大,其在悬浮增加了水体中悬浮物的浓度,因此湖心区的悬浮物浓度较高。西南湖区一方面由于入湖径流经过浙西山区,携带了大量的悬浮颗粒物进入湖体,另一方面因为此处水域开阔,易受到风浪的影响。而东太湖由于地处一狭长的湾,风浪影响较小,同时此处的沉水植物对沉积物的再悬浮的抑制作用较强,共同造成悬浮物浓度较小^[7]。太湖处于亚热带季风气候区,夏秋季两季降雨较多,春冬两季降水较少,这就导致在不同的季节太湖环湖河流的径流量不同,直接导致入湖悬浮物量出现差异,加上不同的季节太湖水体上方盛行的风向以及湖体本身的水流方向不一致,导致了太湖悬浮物浓度空间分布和变异的变化具有季节性。

5 结 论

利用遥感影像的参数反演结果进行参数的空间变异性分析,可以克服野外采样耗时长、费用高、采样点少以及采样时差等缺点,实现对同一时刻的参数空间变异分析。本论文利用 2009 年不同月份的 HJ-1 号卫星多光谱影像数据,对太湖悬浮物浓度进行了反演,并对其空间分布特征进行了分析,同时利用地统计学知识对悬浮物浓度的空间变异特征进行了研究,主要结论如下:

1) 太湖的湖心区通常是悬浮物浓度高值区,而四周为低值区。2009 年不同月份高值区的变化趋势都是先从西北太湖或西南太湖较为狭小的区域逐渐向湖心扩散,最终在湖心形成大面积的高值区。太湖悬浮物浓度在 2009 年不同月份的值均比较高,变化比较剧烈。

2) 2009 年太湖悬浮物浓度的变异系数除 5 月和 11 月介于 10%~30%,为中等变异外,其它月份的系数均大于 30%,为强变异。2009 年太湖悬浮物浓度除了 2 月和 6 月的块金值较小外,其它月份的悬浮物浓度的块金值均较大。太湖悬浮物浓度的块金值与基台值的比值都小于 25%,说明太湖悬浮物的分布具有强烈的空间相关性,并且其空间迁移具有一定的规律性。除 6 月份的变程小于 20 km 外,2009 年其它月份的变程均大于 20 km,说明太湖悬浮物浓度的空间自相关范围较大,水质污染呈现出逐渐扩散的趋势。

参考文献:

- [1] 王 桥,张 兵,韦玉春,等.太湖水体环境遥感监测实验及其软件实现[M].北京:科学出版社,2008:2~3.
- [2] 王 桥,杨一鹏,黄家柱,等.环境遥感[M].北京:科学出版社,2005:206~207.
- [3] 王学军,马 延.应用遥感技术监测和评价太湖水质状况[J].环境科学,2000,11(21):65~68.
- [4] 李云梅,黄家柱,陆皖宁,等.基于分析模型的太湖悬浮物浓度遥感监测[J].海洋与湖沼,2006,37(2):171~177.
- [5] 光 洁,韦玉春,黄家柱,等.分季节的太湖悬浮物遥感估测模型研究[J].湖泊科学,2007,19(3):241~249.
- [6] 孙德勇,李云梅,乐成峰,等.太湖水体散射特性及其与悬浮物浓度关系模型[J].环境科学,2007,28(12):2688~2694.
- [7] 孙德勇,李云梅,王 桥,等.太湖水体散射特性及其空间变异[J].湖泊科学,2008,20(3):389~395.
- [8] 刘瑞民,王学军.湖泊水质参数空间优化估算的原理与方法[J].中国环境科学,2001,21(2):177~179.
- [9] 刘瑞民,王学军,郑 一,等.地统计学在太湖水质研究中的应用[J].环境科学学报,2002,22(2):209~212.
- [10] 刘瑞民,王学军,王翠红,等.应用地统计学方法研究湖泊中叶绿素 a 的空间分布[J].农业环境保护,2001,20(5):308~310.
- [11] 刘瑞民,王学军,王翠红.湖泊水质参数空间最优估计精度分析[J].环境科学,2001,22(5):91~94.
- [12] 刘瑞民,王学军,郑 一,等.太湖水质参数中小尺度空间结构特征[J].长江流域资源与环境,2002,11(1):32~35.
- [13] 刘瑞民,王学军,郑 一.湖泊水质参数空间分析中异常值的识别与处理[J].环境科学与技术,2003,26(5):17~18.
- [14] 龚绍琦,黄家柱,李云梅,等.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,2006,22(2):50~54.
- [15] 龚绍琦.基于半分析模型的太湖水体组分浓度遥感反演研究[R].南京:南京师范大学博士论文,2007.
- [16] 孙德勇,李云梅,王 桥,等.基于实测高光谱的太湖水体悬浮物浓度遥感估算研究[J].红外与毫米波学报,2009,28(2):124~128.
- [17] 王海军.太湖水色遥感大气校正方法研究[R].南京:南京师范大学硕士论文,2007.
- [18] 李小娟,刘晓萌,胡德勇,等.ENV1 遥感影像处理教程(升级版)[M].北京:中国环境科学出版社,2008:280~281.
- [19] 马荣华,孔繁翔,段洪涛,等.基于卫星遥感的太湖蓝藻水华时空分布规律认识[J].湖泊科学,2008,20(6):687~694.
- [20] 曹 伟,周生路,王国良,等.长江三角洲典型区工业发展影响下土壤重金属空间变异特征[J].地理科学,2010,30(2):283~289.
- [21] 杨 帆,章光新,尹雄锐,等.松嫩平原西部土壤盐碱化空间变异与微地形关系研究[J].地理科学,2009,29(6):869~873.
- [22] 薛正平,杨星卫,段项锁,等.土壤养分空间变异及合理取样数研究[J].农业工程学报,2002,18(4):6~9.
- [23] 杨艳丽,史学正,于东升,等.区域尺度土壤养分空间变异及其影响因素研究[J].地理科学,2008,28(6):788~792.
- [24] 杨文斌,王国祥,张利民,等.常熟市昆承湖水质时空变异特征和环境压力分析[J].自然资源学报,2007,22(2):185~192.
- [25] 杨劲松,姚荣江.黄河三角洲地区土壤水盐空间变异特征研究[J].地理科学,2007,27(3):348~353.
- [26] 刘付程,史学正,潘贤章,等.太湖流域典型地区土壤磷素含量的空间变异特征[J].地理科学,2003,23(1):77~81.
- [27] 王天阳,王国祥.昆承湖水质参数空间分布特征研究[J].环境科学学报,2007,27(8):1384~1390.
- [28] 王艳红,张 平,邓正栋.太湖春季水质参数空间格局分布的克里格内插估计[J].解放军理工大学学报(自然科学版),2006,7(2):175~180.
- [29] 万红友,周生路,赵其国.苏南经济快速发展区土壤重金属含量的空间变化研究[J].地理科学,2005,25(3):329~334.
- [30] 李海滨,王政权,王庆成.空间异质性定量研究理论与方法[J].应用生态学报,1998,9(6):651~657.

[31] 王政权. 地统计学及其在生态学中的应用[M]. 北京: 科学出版社, 1999.

出版社, 1999.

Spatial Distribution and Variation of Concentration of Suspended Solids in Taihu Lake based on HJ - 1 Satellite Data

XIA Rui¹, LI Yun-mei¹, WU Chuan-qin², JIN Xin¹, WANG Yan-fei¹

(1. *Virtual Geographical Environment Laboratory of Ministry of Education, Nanjing Normal University, Nanjing, Jiangsu 210046, China*; 2. *Environmental Satellite Application Center of Ministry of Environmental Protection, Beijing 100094, China*)

Abstract: Taking Taihu Lake as the study area, this paper built linear model based on the satellite data of band 4 of HJ-1, to inverse the concentration of suspended solids and studied the spatial distribution of suspended solids in different months. By extracting each sample's concentration by sampling equidistantly, the spatial variation can be known by geostatistics. The result shows that the concentration of suspended solids was very high during 2009, and the main grades were 30 - 50 mg/L and 50 - 70 mg/L. The distribution of high value zone spread from the northwest or southwest to the center of Taihu Lake. At last, a large area of high value zone was formed in the lake center finally. By the geostatistics theory, we can find that the spatial variation of suspended solids in Taihu Lake existed objective. Not only has it nugget effect, but also it has a strong spatial correlation. The ranges of variation in 2009 were greater than 20 km, except June in which that was 9.2 km.

Key words: remote sensing; suspended solids; spatial distribution; spatial variation; geostatistics