

# 用地质统计学方法评价点污染源对河流水质的影响

许晓彤<sup>1</sup>, 陶月赞<sup>2</sup>, 席道瑛<sup>2</sup>

(1. 中国水利水电科学研究院, 北京 100044; 2. 中国科技大学地球和空间科学学院, 安徽 合肥 230026)

**摘要** 在多点源影响条件下, 结合河流水质空间变化规律, 根据地质统计学中构造变量空间统计结构的方法, 利用迭加原理, 建立点污染源对河流水质影响的评价方法。在该方法中, 水流断面流速不作为参变量出现。实例研究表明, 在流速实际测验精度不能满足经典水质模型的条件, 该方法可取得令人满意的效果。

**关键词** 河流; 水质; 点污染源; 地质统计学; 统计结构; 迭加原理

**中图分类号** X824      **文献标识码** A      **文章编号** 1004-693X(2005)04-0042-05

## Geostatistical method for evaluating the influence of point pollution source on river water quality

XU Xiao-tong<sup>1</sup>, TAO Yue-zan<sup>2</sup>, XI Dao-ying<sup>2</sup>

(1. China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing 100044, China; 2. School of Earth and Space Science, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

**Abstract** Based on the spatial distribution rule of water quality in rivers, a method to evaluate the influence of multi point sources on river water quality was established using geostatistical method for constructing spatial statistic structure of variables and superposition principle. The velocity of cross section is not listed as a parameter in the model. Case studies show that the result of the model is satisfactory even though the accuracy of the measured velocity cannot meet the requirement of classic water quality models.

**Key words** river; water quality; point pollution sources; geostatistics; statistical structure; superposition principle

关于沿河点污染源对下游河流断面水质“贡献率”的评价, 应以评价指标沿河的变化规律为基础, 这种变化规律的模拟多依赖于以污染物质变化机理为基础的水质模型<sup>[1~4]</sup>。在这类水质模型中, 所研究河段的水流断面平均流速是其重要的参变量。受资料等条件的限制, 较为复杂的水质模型应用还不成功<sup>[4]</sup>, 一般采用形式与内容最简单的一维稳态水质模型<sup>[2]</sup>。对一维水质模型, 金明在研究信息不确定性问题处理方法时, 特别指出“不应忽略水力不确定性的影响”且“流速的随机性对解过程产生较大的影响”<sup>[3]</sup>。在实际应用中, 当流速实际测验精度不太高时(相对水质模型要求的精度), 上述水质模型往往难以获得令人满意的效果。

根据地质统计学中关于区域化变量的定义, 在

一定条件下, 一些水质指标沿河流的变化规律可认为是一区域化变量。利用地质统计学方法原理, 结合河流水质变化规律, 建立多点源、多监测断面河段的水质模拟模型。在这种模型中, 水流断面平均流速将不再作为参变量出现, 以解决因流速测验精度的不确定造成预报效果不理想的问题。

在建立河流水质模拟的地质统计学模型过程中, 根据构造变量空间统计结构的方法, 利用平稳增量随机过程的可迭加性, 建立点污染源对下游断面水质状态贡献率的评价方法。

### 1 河流水质的空间变化规律

在一顺直河段, 如图 1 所示, 假设:

a. 在  $x_i$  和  $x_{i+1}$  位置处, 河流有上、下断面 A 与

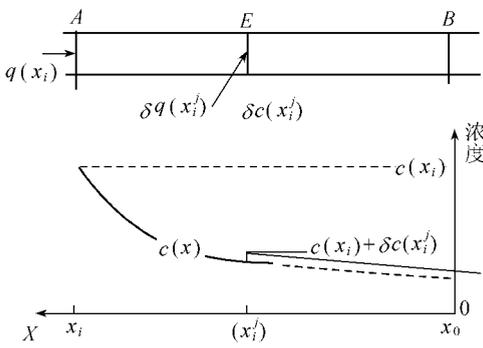


图1 水质浓度沿河分布示意图

B 其间断面过水流量保持不变(不同断面流量不相等);

b. 上断面 A 的水质浓度在较长时间内保持不变;

c. 在 A、B 之间有 N 个可供研究的断面,在第 i 与 i+1 断面之间,排污口总数为  $I_M$ ,其中位于  $x_i^j$  处(虚拟断面 E 处)的第 j 个排污口,排污量与排污口浓度恒为  $\delta q(x_i^j)$  和  $\delta c(x_i^j)$ ;

d. 水体在河流各断面上充分混合,污水排放不改变河道水流的水力学特征。

上述条件下,当无排污口进入河流时(无点源问题)河流中的水质浓度可达到稳定分布状态  $c(x)$ ;由断面 A 至断面 B,  $c(x)$  呈递减形式。此时,  $c(x)$  是一典型的区域化变量,即它是以空间坐标为变量的随机场,在空间上具有互相关性和随机性,变量在任意两不同点之间的互相关性依赖于两点在空间上的相对位置及随机场的特征<sup>[5,6]</sup>。

与  $c(x)$  为同一物质成分的是  $\delta c(x_i^j)$ ,若两者不发生混合,  $\delta c(x_i^j)$  沿河流的分布规律应完全等同于  $c(x)$ ,即  $\delta c(x_i^j)$  沿河的分布曲线与  $c(x)$  的沿河分布曲线“平行”。  $c(x) + \delta c(x_i^j)$  相当于一具平稳增量的随机过程,  $\delta c(x_i^j)$  与  $c(x)$  服从相同的概率分布,这种随机过程具有可迭加性。

## 2 空间统计结构的确定方法

沿河有 N 个可用于研究  $c(x)$  的监测断面,在无点源条件下,在第 i 断面处的水质浓度为  $c(x_i)$ ;对于下游断面  $x_0$  处的水质浓度,可用 Kriging 线性插值方法求算其预测值  $c^*(x_0)$ 。Kriging 插值方程的建立,要依赖如下的空间统计结构:

$$\gamma(x_i, x_j) = \frac{1}{2} \text{var}[c(x_i) - c(x_j)] \quad (1)$$

式中:  $\text{var}[\ ]$  为方差算符;  $c(x_i)$ 、 $c(x_j)$  分别是  $x_i$ 、 $x_j$  断面上的水质浓度;  $\gamma(x_i, x_j)$  在地质统计学中被称为半变差函数,可通过实验断面上的实际观测数据与理论函数的拟合来确定。

在无点源条件下,根据实际水质监测数据,依据公式(2),计算实验半变差函数  $\gamma^*(l)$  ( $l$  是实测断面之间的距离),对应  $l$  的实测数据有  $Z(l)$  组时:

$$\gamma^*(l) = \frac{1}{2Z(l)} \sum_{i=1}^{Z(l)} [c(x_i) - c(x_i + l)]^2 \quad (2)$$

在有多个断面的条件下,不同的断面组合有不同的  $l$ 。计算各  $l$  所对应的  $\gamma^*(l)$  后,作  $\gamma^*(l) \sim l$  图,即实验半变差函数图,将实验半变差函数图与理论半变差函数模型进行曲线拟合,进行水质规律解释。经过上述过程,建立起符合河流水质分布规律的  $\gamma(l)$ ,可作为研究相关问题的工具。常见的半变差函数的解析函数有线性函数、指数函数、高斯分布函数、球面函数等<sup>[5,6]</sup>。

## 3 点源对河流水质影响的计算方法

自  $x_i$  断面至  $x_i^j$  处,排污口总数为  $I_j$ ;无点源时,  $x_i^j$  处的水质浓度为  $c(x_i^j)$ ;排污口 j 使得断面 E 的水质浓度增加了  $\Delta c(x_i^j)$ :

$$\Delta c(x_i^j) = \frac{\delta q(x_i^j)}{q(x_i) + \sum_{j=1}^{I_j} q(x_i^j)} [\delta c(x_i^j) - c(x_i^j)] \quad (3)$$

实际工作中,往往有  $\delta c(x_i^j) \gg c(x_i^j)$ ,此时式(3)还可进一步简化。

$\delta c(x_i^j)$  的空间结构特征与  $c(x)$  完全等同。利用  $c(x)$  数据求出的  $\gamma(x_i, x_j)$ ,可用于  $\delta c(x_i^j)$  的有关计算中。但在下游任一断面上,不可能直接测出  $\delta c(x_i^j)$  形成的浓度影响值  $\delta c(x_i^j, x_0)$ ,所以用实测数据,既不能直接算出  $\delta c(x_i^j)$  对下游断面的影响,也不能建立起  $\gamma(x_i, x_j)$ 。

根据方差函数性质和半变差函数定义,结合水质空间分布规律,有

$$\delta c(x_i^j, x_0) = \delta c(x_i^j) - \sqrt{2\gamma(x_i^j, x_0)} \quad (4)$$

位于  $x_i^j$  处的第 j 个排污口,对  $x_0$  断面的水质浓度的影响率为  $\varphi(x_i^j, x_0)$ :

$$\varphi(x_i^j, x_0) = \frac{q(x_i^j)}{q(x_i) + \sum_j q(x_i^j)} \cdot [ \delta c(x_i^j, x_0) - c^*(x_0) ] \quad (5)$$

式中:  $x_i$  断面是研究河段的起始断面;  $I_0$  为断面  $x_i$  至  $x_0$  之间的排污口总数;  $c^*(x_0)$  是多断面条件下 Kriging 方法的预测值,在研究点源削减问题(即点源影响评价)时,若排污口位于两实测断面之间,且下断面就是目标断面,此时可用断面实测数据来代替(受篇幅限制,关于通用的理论算法,在此不展开讨论)。

将式(2)、式(4)、式(5)联立,未知数有  $\varphi(x_i^j,$

$x_0$ )  $\delta\alpha(x_i^j, x_0)$ 和  $\gamma(x_i, x_j)$ , 联立方程组有惟一解。在有多个实测数据的条件下, 联立方程组为超定方程组。根据拟定的理论半变差函数模型, 利用曲线拟合方法, 可确定出  $\gamma(x_i, x_j)$  的表达式。在确定半变差函数模型后, 可定量计算  $\alpha(x_i^j, x_0)$  和  $\delta\alpha(x_i^j, x_0)$ 。

## 4 实例研究

### 4.1 水文条件与实测数据

淮河最大的支流颍河, 是淮河流域受污染最严重的河流之一, 在界首断面至阜阳闸上断面(区间长 78 km)之间, 有界首 1、界首 2、和太和 3 个排污口; 另有支流泉河进入。研究中采用的水质指标为  $COD_{Mn}$  和  $NH_3-N$ , 用 2003 年实测数据进行参数率定, 再对 2004 年实测数据进行预报拟合, 以检验方法效果。

在参数率定和预报拟合过程中, 区内 3 个排污口的排污量及有关水质指标, 将依据 2003 年的实测数据, 作恒量处理(表 1); 将泉河作为一排污口, 其水质、流量由泉河扬桥闸断面控制, 按变量处理。

为便于其他相关研究进行验证、对比, 将有关实测数据列如表 2。其中, 2003 年监测频次为每月

表 1 基础数据统计(颖河界首—阜阳)

断面	距阜阳断面距离/km	排污量 $(m^3 \cdot s^{-1})$	$\rho(COD_{Mn})$ $(mg \cdot L^{-1})$	$\rho(NH_3-N)$ $(mg \cdot L^{-1})$
界首断面	78			
界首排污口 1	76	0.009 8	0.685	0.007
界首排污口 2	60	0.237 2	3.613	0.917
太和排污口	50	0.055 8	5.665	0.109
支流泉河	28			

1 次, 5 月因受“非典”影响而缺测; 2004 年只收集到 6 月底以前数据, 监测频次为每周 1 次。

### 4.2 参数率定与预报拟合

在率定、预报拟合时, 要求阜阳闸处于开启状态(否则, 阜阳闸上游一定范围内将处于非流动状态, 不宜按河流处理, 此时状态也不能满足条件 d 的要求); 按上断面流量分级, 在同一流量级内, 采用同一的结构参数; 本次研究中所选择的半变差函数的理论模型是指数函数模型。

利用 2003 年的实测数据, 率定出空间统计结构  $\gamma(x)$ : 关于  $COD_{Mn}$  有  $Q > 100 m^3/s$  时  $\gamma(x) = 0.930^x$ ,  $Q \leq 100 m^3/s$  时  $\gamma(x) = 0.946^x$ ; 关于  $NH_3-N$

表 2 实测数据及预报、拟合成果统计

时间	实测数据						对阜阳断面参数浓度的预报、拟合								
	界首		扬桥		阜阳		$\rho(COD_{Mn})$			$\rho(NH_3-N)$					
	流量	$\rho(COD_{Mn})$	$\rho(NH_3-N)$	流量	$\rho(COD_{Mn})$	$\rho(NH_3-N)$	流量	$\rho(COD_{Mn})$	$\rho(NH_3-N)$	预测	残差	误差/%	预测	残差	误差/%
2003-01-10	13	28.9	26.0	2.1	6.7	7.7	15.5	25.7	13.9	22.00	3.70	14.4	14.8	-0.9	-6.1
2003-02-10	10	43.9	27.5	2.9	8.3	8.2	14.3	11.2	24.5	29.84	-18.64	-166.4	14.2	10.3	42.2
2003-03-10	10	40.1	25.4	34.3	22.4	29.7	29.6	12.2	19.2	13.99	-1.79	-14.7	11.9	7.3	38.1
2003-04-10	22	26.5	17.5	6.4	8.6	8.7	28.7	22.8	10.3	18.38	4.42	19.4	9.2	1.1	10.9
2003-06-10	12	20.1	15.4	7.2	9.2	20.5	54.2	11.8	8.4	12.51	-0.71	-6.0	7.5	0.9	10.9
2003-07-10	110	6.9	2.5	560.0	5.5	0.6	1250.0	5.1	0.5	3.31	1.79	35.1	0.5	0.1	10.7
2003-08-10	10	7.7	1.6	48.3	4.3	2.6	92.0	4.4	0.3	2.67	1.73	39.3	0.6	-0.3	-127.0
2003-09-10	1200	4.7	0.4	190.0	3.9	0.8	1730.0	5.1	0.3	3.99	1.11	21.8	0.3	0	-13.9
2003-10-10	670	4.3	0.6	123.0	4.0	0.4	1360.0	3.8	0.4	3.66	0.14	3.7	0.4	0	-3.5
2003-11-10	390	8.2	3.1	19.0	6.1	3.9	316.0	6.0	1.0	7.35	-1.35	-22.5	2.4	-1.4	-143.0
2003-12-10	220	6.7	3.4	29.2	5.0	2.9	238.0	5.3	3.0	5.79	-0.49	-9.2	2.6	0.4	15.4
2004-01-10	32	6.9	5.4	0	5.2	3.0	14.0	3.4	1.0	4.80	-1.40	-41.2	3.3	-2.3	-230.0
2004-01-30	100	9.8	4.8	162.0	11.8	8.0	17.6	5.1	2.1	7.40	-2.30	-45.1	3.5	-1.4	-66.7
2004-02-10	80	10.8	9.0	71.0	6.8	5.3	10.5	6.9	5.8	8.50	-1.60	-23.2	6.7	-0.9	-15.5
2004-02-20	80	9.6	5.2	121.0	5.8	5.5	5.3	9.9	3.5	8.00	1.90	19.2	4.1	-0.6	-17.1
2004-02-29	75	7.7	4.4	126.0	5.3	3.5	38.5	9.9	2.9	5.60	4.30	43.4	2.7	0.2	6.9
2004-03-10	92	7.8	6.8	101.0	9.6	7.6	0	5.0	1.5	6.70	-1.70	-34.0	5.6	-4.1	-273.3
2004-03-20	60	4.0	7.4	95.2	5.6	8.6	4.0	2.6	5.5	3.50	-0.90	-34.6	5.8	-0.3	-5.5
2004-03-30	60	23.0	10.0	50.6	8.9	6.4	7.4	7.5	7.5	17.60	-10.10	-98.2	7.5	-1.1	-17.8
2004-04-10	80	8.2	7.4	65.4	11.8	9.9	7.6	8.5	7.9	6.70	1.80	43.0	5.8	2.1	26.6
2004-04-20	14	5.3	6.5	49.2	6.0	4.0	4.8	10.7	8.6	5.20	5.50	13.4	3.7	4.9	57.0
2004-04-30	42	6.1	6.0	51.2	4.9	5.6	7.2	5.1	5.4	5.00	0.10	-1.6	4.5	0.9	16.7
2004-05-10	28	10.8	6.0	0	7.0	5.5	5.9	7.5	10.5	8.40	-0.90	-20.3	4.8	5.7	54.3
2004-05-20	20	13.2	8.0	0	8.1	5.0	3.1	5.9	6.0	10.50	-4.60	-30.0	4.8	1.2	20.0
2004-06-10	22	10.3	11.0	24.2	10.0	0.5	0	4.3	0.8	9.40	-8.60	6.3	7.3	-6.8	-1359.0
2004-06-20	8	11.4	10.0	45.8	10.4	2.8	5.0	5.1	4.7	7.90	-2.80	24.5	4.6	0.1	2.1
2004-06-30	33	10.0	12.1	55.2	9.4	4.0	4.9	4.7	3.6	7.90	-3.20	15.4	7.0	-3.4	-94.4

注: 2003 年为率定阶段, 2004 年为预报、拟合阶段; 1 月 20 日、5 月 30 日阜阳闸上资料缺失, 流量单位为  $m^3/s$ , 质量浓度单位为  $mg/L$ 。

有  $Q > 30 \text{ m}^3/\text{s}$  时  $\gamma(x) = 0.950^x$ ,  $Q \leq 30 \text{ m}^3/\text{s}$  时  $\gamma(x) = 0.965^x$ 。

根据相应的流量级和率定的  $\gamma(x)$ , 对 2004 年实测数据进行预报、拟合, 结果列如表 2。

由表 2 可知, 在率定阶段, 仅 2 月 10 日  $\text{COD}_{\text{Mn}}$  的误差较大, 率定值比实测值大 18.64 mg/L, 相对误差为 166.4%; 其他效果皆较好 (8 月、10 月的  $\text{NH}_3\text{-N}$  的误差值实际较小, 是由于断面  $\text{NH}_3\text{-N}$  的质量浓度较小)。

在预报阶段,  $\text{COD}_{\text{Mn}}$  预报值仅 3 月 30 日明显偏大, 若不包括该时段数据, 整体相对误差绝对值的平均数为 22%; 6 月 10 日  $\text{NH}_3\text{-N}$  预报值偏大, 这可能与阜阳闸流量为零有关, 若不含该日数据,  $\text{NH}_3\text{-N}$  预报的整体相对误差绝对值平均数为 29%。

图 2 (a) (b) 分别是阜阳闸上的  $\text{COD}_{\text{Mn}}$  和  $\text{NH}_3\text{-N}$

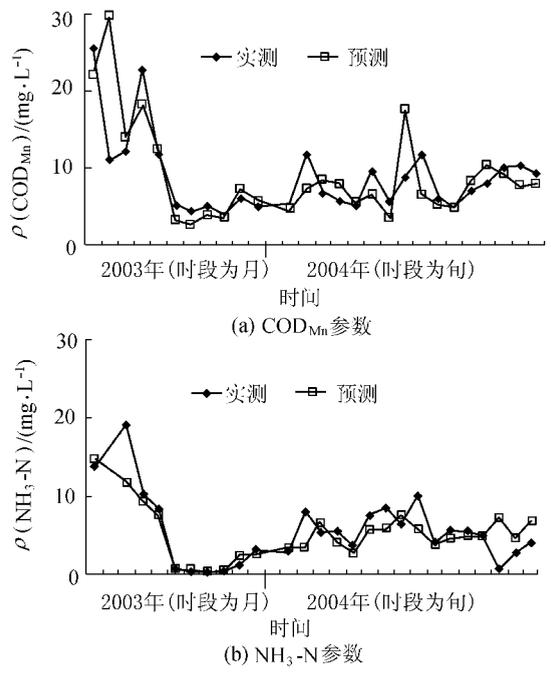


图 2 阜阳闸上水质系数率定与预报的时间过程拟合

表 3 上游断面、支流及各排污口污染物对阜阳断面水质的影响比例

月份	$\text{COD}_{\text{Mn}}$					$\text{NH}_3\text{-N}$				
	界首断面	界首口 1	界首口 2	太和口	泉河	界首断面	界首口 1	界首口 2	太和口	泉河
1	90.32	0.47	2.44	3.91	2.86	90.68	-0.01	4.22	0.45	4.68
2	77.30	1.05	4.15	9.91	7.62	88.94	0.03	3.43	0.40	7.21
3	-13.17	0.27	0.93	2.75	109.20	-1.08	-0.02	0.85	0.09	100.20
4	88.26	0.31	1.58	2.58	7.29	83.62	0.01	3.07	0.34	12.92
6	68.13	0.78	3.81	6.62	20.67	22.65	-0.02	5.04	0.54	71.81
7	15.82	0.06	0.29	0.47	83.26	74.92	0.02	3.03	0.36	21.25
8	27.72	0.78	4.04	6.47	60.98	-142.31	0.28	60.12	6.76	173.80
9	89.32	0.03	0.16	0.26	10.19	85.69	0.02	2.62	0.31	10.87
10	86.50	0.06	0.33	0.53	12.63	102.24	0.03	3.60	0.42	-5.42
11	95.46	0.08	0.39	0.63	3.40	87.45	0.01	2.30	0.26	9.86
12	90.26	0.14	0.70	1.12	7.87	90.11	0.01	1.35	0.16	8.29
平均	65.08	0.37	1.71	3.20	29.64	52.99	0.03	8.15	0.92	37.77

时间过程率定拟合与预报拟合效果图。其中, 除个别点外, 在率定和预报阶段, 拟合效果皆较好。

在上述计算过程中, 所选择时段内的所有实测数据, 都未剔除。有些时段的数据虽然明显不合理, 但也将其计算结果列入其中。这是为了预防在数据剔除过程中人为因素的干扰过大, 同时也利于相关研究进行比较、论证。

### 4.3 影响评价

根据  $\gamma(x)$  和式 (5), 评价上游各排污口 (点源) 以及上游断面和支流来水对阜阳闸上断面水质的影响比例 (贡献率), 2003 年逐月的评价结果列如表 3、图 3。

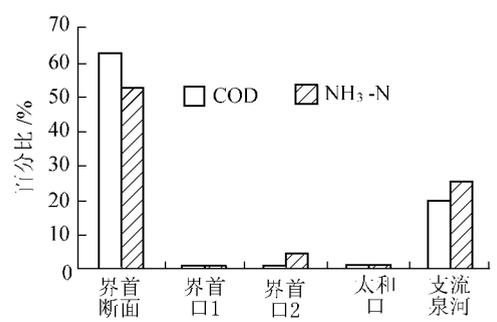


图 3 各源对阜阳断面水质影响比例

由表 3, 阜阳闸上断面的水体中,  $\text{COD}$  和  $\text{NH}_3\text{-N}$  的主要物质来源是河流上游的界首断面, 所占比例分别是 65.1% 和 53.0%; 其次是来自支流泉河, 所占比例分别为 30.0% 和 37.8%; 3 个排污口形成的影响,  $\text{COD}$  占该断面的 4.9%,  $\text{NH}_3\text{-N}$  占 9.1%。从区域实际情况看, 阜阳闸上断面的水质污染, 也确实主要是受上游的区域影响, 评价结果比较符合实际。

## 5 讨论与结论

根据地质统计学方法原理, 建立点源对河流水质影响的评价方法, 并对颖河界首至阜阳闸区间进行了

实例研究。通过上述研究,可以得出如下结论:

a. 在一定条件下,河流水质空间分布规律可作为区域化变量处理。根据地质统计学原理,建立点源对下游水质影响的评价方法是可行的。

b. 水流断面流速不作为参变量出现在计算过程中(尽管也分流量级)。在流速测验精度不能满足经典水质模型要求时,该方法仍能取得较为满意的效果。

值得指出的是,这里所说的流速测验精度不足,并不是说流速测验不规范。就文中实例,3个水质断面都位于国家或省级重要水文站上,流量测验是严格按有关规范进行的。之所以一维稳态水质模型应用效果不理想(可利用文中数据自行验证),与水质模型对流速误差的传递规律有关。

c. 将文中点源影响评价方程与 Kriging 插值方程相结合,可建立多点源、多监测断面河段的水质模拟、预测模型。在模型中,水流断面平均流速不作为参变量出现。该方法在对文中实例河流(界首至颖上段)研究中取得较满意的效果。限于篇幅,有关内容将另文讨论。

(上接第 29 页)

f. 结合磁场对高效菌株生长及除铬效率的促进作用和磁粉对污泥沉降性能的改善,合理利用稳恒弱磁场对提高生物除铬效率是有效的,但具体过程机理有待于进一步研究。

#### 参考文献:

[1] Shakoori A R, Rehman A. Multiple metal resistance in the ciliate protozoan, *Vorticella microstoma*, isolated from industrial effluents and its potential in bioremediation of toxic wastes[J]. *Bull Environ Contam Toxicol*, 2004, 72(5):1046~1051.

[2] O'Brien T J, Ceryak S. Complexities of chromium carcinogenesis: role of cellular response, repair and recovery mechanism[J]. *Mutat Res*, 2003, 533(1~2):33~36.

[3] De lima A C F, Goncalves M M. Anaerobic sulphate-reducing microbial process using UASB reactor for heavy metals decontamination[J]. *Environ Technol (Lett)*, 2001, 22(3):261~270.

[4] Trumble J T, Jensen P D. Ovipositional response, developmental effects and toxicity of hexavalent chromium to *Megaselia scalaris*, a terrestrial detritivore[J]. *Arch Environ Contam Toxicol*, 2004, 46(3):372~376.

d. 文中提出的方法是基于有关假设条件下导出的。当条件不满足时,如上断面水质浓度变化较快或排污水量和浓度不稳定等,虽然理论上也可以导出相应的计算方程,但实际应用效果如何,尚待探讨。

e. 文中研究的实例,所依据的水质监测频次是月或旬 1 次,这对文中方法计算精度有多大影响(包括对经典水质模型精度的影响程度),值得研究。

#### 参考文献:

[1] 芮孝芳. 水文学原理[M]. 北京:中国水利水电出版社, 2004.

[2] 李天杰, 宁大同, 薛纪渝, 等. 环境地质学原理[M]. 北京:化学工业出版社, 2004.

[3] 金明. 一维稳态河流水质的随机微分方程模型[J]. *水利学报*, 1997(2):19~25.

[4] 李如忠, 王超, 汪家权, 等. 基于未确知信息的河流水质模拟预测研究[J]. *水科学进展*, 2004, 15(1):35~39.

[5] 侯景儒, 黄竟先. 地质统计学的理论与方法[M]. 北京:地质出版社, 1990.

[6] 陶月赞, 郑恒强, 汪学福. 用 Kriging 方法评价地下水监测网密度[J]. *水文*, 2003, 23(2):46~48.

(收稿日期 2004-12-08 编辑:傅伟群)

[5] 汪频, 李福德, 刘大江, 等. 硫酸盐还原菌还原铬(VI)的研究[J]. *环境科学*, 2000, 14(6):1~5.

[6] 邓耀杰, 许燕滨, 高振宁, 等. 厌氧工艺对六价铬的去除效果研究[J]. *环境污染治理技术与设备*, 2004, 5(12):76~78.

[7] 许燕滨, 冯爱坤, 孙水裕, 等. 特定污泥对铬(VI)的吸附容量研究[J]. *水资源保护*, 2005, 21(2):60~63.

[8] 阳葵, 王福东. 磁化水处理菌种在菌体微生物转化过程中的效应[J]. *微生物学通报*, 1999, 26(5):336~338.

[9] Yavuz H, Celebi S. Effects of magnetic field on activity of activated sludge in wastewater treatment[J]. *Enzyme and Microbial Technology*, 2000, 26:22~27.

[10] Hattori S, Watanabe M. Effects of an external magnetic field on the sedimentation of activated sludge-effect of loading, dilution rate and magnetic field strength in a continuous culture system[J]. *World J Microbiol Biotechnol*, 2001, 17(3):279~285.

[11] 涂宁宇, 许燕滨, 张子间, 等. 磁场对重金属废水生物吸附效果的研究[J]. *江苏化工*, 2004, 32(1):40~42.

[12] Tadashi Matsunaga, Yoshiko Okamura. Genes and proteins involved in bacterial magnetic particle formation[J]. *TRENDS in Microbiology*, 2003, 11(11):536~541.

(收稿日期 2005-02-23 编辑:傅伟群)