

的测定通常需要 8—10 天方能完成。显然，UV 法可节省大量劳力。此外，若按批量分析 50 个样品计算，UV 法的电耗又可比加和法节省 90% 左右。

环境效益 加和法使用了大量的酸、碱及汞盐等有毒试剂，按分析一个样品计算，其中仅固体试剂用量就高达 35 克以上，UV 法所用试剂量仅 0.3 克，且避免了使用有毒试剂。这不仅较好地克服了化学试剂对操作人员身体的危害，而且显著地减少了对环境所造成的污染。

### 七、结 语

综前所述，用过硫酸钾法测定水中总氮，不仅具有经济、简便、快速、结果准确可靠、设备简单易于推广应用等优点，而且能为水体富营养化的防治及时提供大量信息，其社会、经济、环境等效益较显著。迄今，过硫酸钾法被公认为是一种颇有发展前途的方法。瑞典、挪威、丹麦、芬兰和日本等许多国家已将该法作为标准方法，用以取代加和法测定水中总氮。预期，在不久的将来，我国和其他更多的国家也会把过硫酸钾法作为测定水中总氮的标准方法。

### 参 考 文 献

[1] APHA-AWWA-WPCF, *Standard Method for*

*Examination of Water and Waste Water*, pp. 406—440, 14th Ed., American Public Health Association, Washington, 1976.

[2] Armstrong, F.A. et al., *Nature*, **211**, 481 (1966).

[3] 佐渡直彦等, 分析化学, **31**(8), 422(1982).

[4] Koroleff, F., *Int. Counc. Explor. Sea (ICES) Pap. C.M./C*, **8**(1969).

[5] Grasshoff, K., *Methods of Seawater Analysis*, pp. 167—173, Verlag Chemie, Weinheim, New York 1976.

[6] 室素、磷等水质目标检讨会, 公害と对策, **18**(8), 80 (1982).

[7] «全国主要湖泊、水库富营养化调查研究»课题组, 湖泊富营养化调查规范, 第 152 页, 中国环境科学出版社, 北京, 1987 年.

[8] Ebina, J. et al., *Water Research*, **17** 1721 (1983).

[9] 林华荣, 环境科学与技术, (4), 21(1984).

[10] Nydahl, F., *Water Research*, **12**, 1123(1978).

[11] 钱君龙等, 环境科学, **8**(1), 81(1987).

[12] 戴克慧等, 上海环境科学, (5), 24(1987).

[13] 肖锐敏等, 中国环境监测, **3**(1), 109(1987).

[14] 李联盟等, 中国环境监测, **3**(1), 116(1987).

[15] D'Elia, C.F. et al., *Limnol Oceanogr.*, **22**, 760 (1977).

[16] 细见正明等, 用水と废水, **21**, 1433(1979).

[17] Solórzano, L. et al., *Limnol Oceanogr.*, **25**, 751(1980).

[18] 北村秀樹等, 公害と对策, **18**(6), 565(1982).

[19] 大槻晃, 分析化学, **30**(10), 688(1981).

[20] 池户重信, 公害と对策, **19**(7)临时增刊, **14**(1983).

[21] Raveh, A. et al., *Water Research*, **13**, 911 (1979).

[22] 高見勝重等, 分析化学, **31**(7), 362(1982).

[23] Smart, M. M. et al., *Water Research*, **15** 919 (1981).

(收稿日期: 1988 年 4 月 5 日.)

# 常规水质监测系统采样频率优化设置方法研究

陈 明 程 声 通

(清华大学环境工程研究所)

## 一、引 言

### 1. 本文研究对象

水质监测作为水质管理的基础已愈来愈受到人们的重视。目前，水质监测系统存在着数据缺乏和可靠性差两大问题。解决这两

个问题的主要手段有二：提高监测方法的标准化程度和加强监测系统的系统化设计，而后一种手段显得更为重要。

水质监测系统按其使用功能可以分为科研型、评价型、追踪型、常规型等几种。本文主要讨论常规型水质监测系统。它是长期性的系统，主要用于掌握水体的水质状况及其变化趋势。其特点有：(1) 监测站点长期固定不变，因此，也称这种系统为固定站监测系统；(2) 系统的长期性导致采样频率和站点密度不能过高；(3) 采样技术和分析手段的标准化程度要求较高。

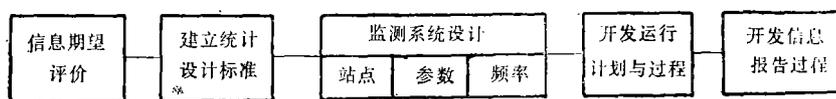


图1 水质监测系统设计流程图

R. C. Ward 等(1979)以水质年均值为监测目标，开发了一种频率设置方法。该法认为水质参数是具有正态分布的随机变量，且不同时刻的水质随机变量相互独立，据此建立了年均值半置信区间与采样频率的函数关系。在此基础上，作者引入正比采样的概念，实现了站点之间等水平信息(相同置信区间)的采样策略。

J. C. Loftis 和 R. C. Ward(1979)认为水质时间序列从严格意义上来讲是具有确定性变化规律的随机序列，并指出，这种确定性的变化规律可用余弦函数来模拟，同时，水质的随机性可用其自相关函数描述。由此，导出水质年均值半置信区间与采样频率的关系，并采用动态规划的方法来寻求一定费用下的最佳采样频率。

Lettenmaier (1976) 以趋势检测为监测目标，探讨了采样频率的设置问题。作者以假设检验理论为基本工具，分别考察了阶跃趋势和线性趋势下检验的效函数问题。其结论表明，采样频率一般在每月一次至每两周

水质监测系统的设计主要有四个方面的内容：(1) 站点布设；(2) 采样频率选择；(3) 监测参数选取；(4) 分析方法确定。本文只讨论采样频率的优化设置问题，且假定站点布设已经完成。

## 2. 文献回顾

水质监测系统的设计是一个系统化的过程。Ward 和 McBride (1986) 把水质监测系统的设计分为五大步骤(如图1所示)。对于采样频率的设置，不同作者采用了不同的监测目标和统计假设作为设计的基础。

一次之间是较为适宜的，更高的频率通常得不到更多的信息。

Stanley G. Chamberlain 等(1974)以超标率检测为监测目标，提出了另一种频率设置方法。结论表明采样频率的效益是采样时间间隔 $\Delta$ 、平均非超标持续时间 $T_0$ 、平均超标持续时间 $T_1$ 的函数。因此，根据以上参数就可选择满足一定效益的采样频率。

上述几种方法都是以单一水质监测目标为设计依据的，因此，势必导致结果的片面性。事实上，常规水质监测有着多种监测目标，在设计时应全面加以考虑。再者，以上诸方法对历史监测数据的要求较高，一般需使用至少一年的水质日记录，这是难以满足。再其次，以前用趋势检测为监测目标的系统设计，都采用较为复杂的趋势分析方法，而实际上，人们通常用简单的年均值变化曲线来描述水质的趋势变化，因而使得设计方法与实际情况相脱节。本文试图开发一种简单实用的采样频率设计方法，以解决目前监测系统存在的两大问题。

## 二、常规水质监测系统分析

### 1. 水质参数的统计特性

严格来讲,水质参数随时间的变化是一个连续的随机过程.对于常规水质监测系统,由于采样的不连续性,也可以把这个随机过程看作是一个离散的随机序列.描述随机序列统计特性的参数主要有如下几种:

#### (1) 均值函数:

$$\mu_t = E(x_t) = \int x f_t(x) dx \quad (1)$$

式中,  $x_t$  是  $t$  时刻随机变量,  $f_t(x)$  是  $x_t$  的概率密度函数.

#### (2) 自协方差函数:

$$\gamma_{tt} = E[(x_t - E(x_t))(x_t - E(x_t))] \quad (2)$$

#### (3) 自相关函数:

$$\rho_{tt} = \gamma_{tt} / \sqrt{\gamma_{tt} \cdot \gamma_{tt}} \quad (3)$$

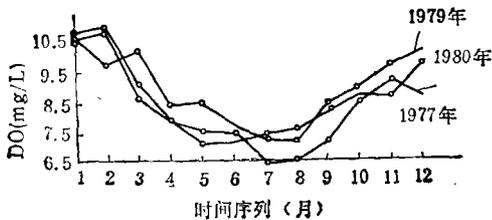


图2 长江干流某断面 DO 时间序列样本曲线

图2给出一组水质时间序列样本曲线.从图中可以看出,水质时间序列有着确定性的变化规律,这种确定性变化有其周期性.因此,可以把水质时间序列分解为两部分的组合:

$$x_t = y_t + z_t \quad (4)$$

式中,  $x_t$  为水质时间序列,  $y_t$  为水质时间序列中的确定性部分,  $z_t$  为水质时间序列中的随机性部分.  $z_t$  序列具有均值函数为零的特点,是一个平稳随机序列.

### 2. 常规水质监测系统的目标分析

常规水质监测系统的功能是掌握水体的水质状况和变化趋势.这种功能的定量化、具体化,就构成了水质监测的目标.目前的

监测目标有以下几种:

(1) 确定水质的年均值.理论上,随机过程  $x_t$  的均值可定义为:

$$\bar{X} = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x_t dt \quad (5)$$

实际中,  $\bar{X}$  可用有限的时序样本估计:

$$\hat{\bar{X}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \quad (6)$$

若样本时间长度为一年,则得到的  $\hat{\bar{X}}$  即为年均值.

(2) 超标率检测或确定水质极值.超标率是指水质超出规定限度的概率,实际中常用超标检测次数与总采样次数之比来估计. J. C. Loftis 等(1981)对超标率的置信区间进行了考察,结论表明,在通常的采样频率下,水质年超标率的置信区间较大.因此,超标率不宜作为设计时考虑的依据.极值的情况与超标率类似.

(3) 确定水质的变化趋势.趋势分析的常用方法是作水质年均值的变化曲线.根据我国的统计习惯,一个统计阶段通常为五年.那么,在这么短的期限内(只有六组数据),考虑水质的复杂趋势是不现实的.因此,在进行监测系统的设计时,为简单实用起见,仅可考虑水质的线性趋势,即:

$$X_t = \alpha_T + \beta_T t \quad (7)$$

当趋势特征值  $\beta_T$  显著地不等于零时,就可以认为水质有显著的趋势性变化.

从以上分析中可以看出,采用年均值和趋势特征值  $\beta_T$  为监测目标进行系统设计是较为合理和可行的.

### 3. 常规水质监测系统运行费用分析

设监测系统内有  $s$  个监测站,则系统年运行费用为:

$$C_T = \sum_{i=1}^s C_{Ti} \quad (8)$$

其中,  $C_{Ti}$  为第  $i$  监测站的年运行费用.再设第  $i$  监测站负责  $p$  个监测断面的监测工

作,则:

$$C_{Ti} = \sum_{j=1}^p C_j \quad (9)$$

其中,  $C_j$  为第  $j$  断面的年监测费用. 对于第  $i$  断面, 如果单位采样费用为  $C_{j1}$ , 单位距离样品运输费用为  $C_{j2}$ , 单位采样分析费用为  $C_{j3}$ , 则:

$$C_i = (C_{j1} + D_i C_{j2} + C_{j3}) \cdot N_i + C_{i0} \quad (10)$$

式中,  $D_i$  为运输距离,  $N_i$  为年采样次数,  $C_{i0}$  为常数. 由此得到:

$$C_{Ti} = \sum_{j=1}^p [(C_{j1} + D_i C_{j2} + C_{j3}) \cdot N_j] + C_{0i} \quad (11)$$

其中的常数  $C_{0i}$  可用现行监测费用分析得到, 而  $C_{j1}$ 、 $D_j$ 、 $C_{j2}$ 、 $C_{j3}$  可依各断面的实际情况分析和测量得到. 这样由(8)式就建立了监测系统的运行费用函数.

### 三、水质时间序列特性分析

#### 1. 水质时间序列的确定性变化规律

水质的确定性变化( $y_t$ )包括周期性变化( $y'_t$ )和趋势变化( $y''_t$ )两部分, 因此, 水质随机序列  $x_t$  可表示为:

$$x_t = y'_t + y''_t + z_t \quad (12)$$

周期性变化规律可以用三角函数(通常为余弦函数)模拟. 如果只考虑年周期变化, 则:

$$y'_t = A \cos(\omega t + B) + C \quad (13)$$

式中,  $\omega = 2\pi/365$ ,  $A$ 、 $B$ 、 $C$  为待定常数. 水质的趋势性变化在短期内可认为是线性的:

$$y''_t = Dt \quad (14)$$

式中,  $D$  为待定常数. 综合(13)、(14)式, 得:

$$y_t = A \cos(\omega t + B) + Dt + C \quad (15)$$

根据水质时间序列的样本  $X_{11}$ ,  $X_{12}$ ,  $\dots$ ,  $X_{1m}$ , 应用最小二乘法求上式中的待定常数, 可得:

$$\begin{cases} R_2 A + V_1 D + R_1 C = V_2 \\ R_1 A + S_1 D + m C = U_1 \\ V_1 A + S_2 D + S_1 C = U_2 \end{cases} \quad (16)$$

其中,

$$R_1 = \sum_{i=1}^m \cos(\omega t_i + B),$$

$$R_2 = \sum_{i=1}^m \cos^2(\omega t_i + B),$$

$$S_1 = \sum_{i=1}^m t_i, \quad S_2 = \sum_{i=1}^m t_i^2,$$

$$U_1 = \sum_{i=1}^m X_{1i}, \quad U_2 = \sum_{i=1}^m t_i X_{1i},$$

$$V_1 = \sum_{i=1}^m t_i \cdot \cos(\omega t_i + B),$$

$$V_2 = \sum_{i=1}^m X_{1i} \cos(\omega t_i + B).$$

利用初相角  $B$  去试探, 求解方程组(16), 就可得到满意的待定常数  $A$ 、 $D$ 、 $C$ , 从而得到水质时间序列的确定性函数关系.

#### 2. 水质时间序列的随机性变化规律

水质时间序列的随机性部分  $z_t$  可用线性模型 ARMA( $p$ ,  $q$ ) 来模拟:

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + \varphi_2 z_{t-2} + \dots + \varphi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (17)$$

式中,  $a_t$  是白噪声序列,  $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$  是自回归系数,  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  是滑动平均系数.

J. C. Loftis 和 R. C. Ward(1979) 考察了美国的若干河流监测网的监测数据, 表明所有的水质参数时间序列模型都具有自回归部分, 且阶数不大于 2. Lettemaier(1975) 也做了类似的工作, 得出相同的结论, 并指出, 多数水质参数可以近似看作 AR(1) 序列. 根据这个结论, 在现行监测数据日记录缺乏的情况下, 认为水质参数是 AR(1) 序列是可行的, 且可合理地简化设计.

AR(1) 序列的自相关函数有如下形式:

$$\rho_k = \rho_1^k \quad (18)$$

式中,  $\rho_k$  为  $k$  步自相关系数.  $\rho_1$  值可以由水质参数时间序列样本估计:

$$\hat{\rho}_1 = C_1/C_0 \quad (19)$$

式中,

$$C_1 = 1/N \cdot \sum_{i=1}^{N-1} (Z_i - \bar{Z}_i)(Z_{i+1} - \bar{Z}_i)$$

$$C_0 = 1/N \cdot \sum_{i=1}^N (Z_i - \bar{Z}_i)^2$$

当样本长度  $N > 50$  时,由上式得到的  $\hat{\rho}_1$  可代替  $\rho_1$  真值.

#### 四、采样频率优化设置模型建立

##### 1. 水质参数年均值的置信区间

根据式(6),  $\bar{X}$  的方差  $\text{Var}(\bar{X})$  为:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\bar{X}) &= \text{Var} \left[ 1/N \cdot \sum_{i=1}^N X_i \right] \\ &= \text{Var} \left[ 1/N \cdot \sum_{i=1}^N Z_i \right] \\ &= \sigma_z^2 / N^2 \cdot \left[ N + 2 \sum_{k=1}^{N-1} (N - k) \rho_k \right] \end{aligned} \tag{20}$$

式中,  $\sigma_z^2 = \text{Var}(z_i)$ .

设历史监测数据的时间间隔为  $D_0$ , 根据式(19)可以求出这个序列的自相关系数  $\rho_{10}$ . 事实上:

$$\rho_{10} = \rho(D_0) \tag{21}$$

其中的  $\rho(D_0)$  是时间间隔为 1 天的随机序列的  $D_0$  步自相关系数. 再据式(18)可得:

$$\rho(1) = [\rho(D_0)]^{1/D_0} = (\rho_{10})^{1/D_0} \tag{22}$$

这样就得到了时间间隔为 1 天的随机序列的 1 步自相关系数  $\rho(1)$ .

当年采样次数为  $N$  时, 时序的间隔时间为  $D = 1NT(365/N)$  天, 其自相关函数序列为:

$$\begin{cases} \rho_1 = \rho(D) = [\rho(1)]^D \\ \rho_2 = \rho(2D) = [\rho(1)]^{2D} \\ \dots \\ \rho_{N-1} = \rho[(N-1)D] = [\rho(1)]^{(N-1)D} \end{cases} \tag{23}$$

实际计算中, 当  $\rho_{10}$  的真值很小时, 由于估计误差范围已超出了  $\rho_{10}$  真值的绝对值,  $\rho_{10}$  的估计值可能会出现负数. 这种情况下, 可做如下简化处理, 令:

$$\begin{cases} \rho_{10} = 0; \\ \rho(p) = 0, \quad p > D_0; \\ \rho(p) = -\frac{1}{D_0} (p - D_0), \quad 0 \leq p \leq D_0. \end{cases} \tag{24}$$

实际上, 这种简化是把自相关函数的指数衰减看成线性衰减, 如图 3 所示. 这种处理下的时序自相关性比其真实自相关性要大, 这样使得计算的年均值置信区间偏大, 这对设计来讲是安全的.

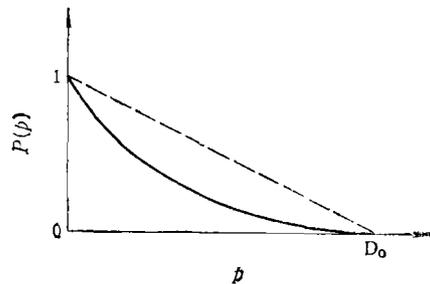


图 3 真实与简化的自相关函数曲线比较  
——真实自相关函数曲线  
----简化后的自相关函数曲线

由于各时刻水质随机变量的随机因素很多, 因此, 根据中心极限定理, 可以认为它是正态分布的, 那么, 年均值也是具有正态分布的随机变量. 如果取置信水平  $\alpha = 0.05$ , 则年均值半置信区间  $R = 1.96\sqrt{\text{Var}(\bar{X})}$ .

图 4 给出据以上理论作出的长江干流渡口水质监测站 1 号断面 DO 时间序列的年均值半置信区间与采样频率的关系曲线. 可以看出, 当  $N$  较大时,  $R$  的变化很小.

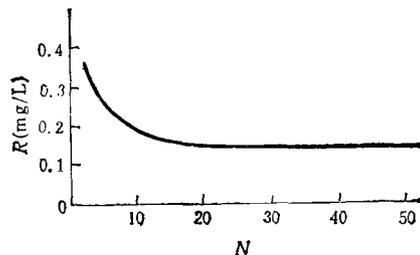


图 4 长江渡口站 1 号断面 DO 时间序列  $R - N$  曲线

##### 2. 趋势特征值 $\beta_T$ 的分辨水平

这里仅考虑水质的线性趋势, 并取统计

年限为 5 年。由于年均值之间相差一年时间,因此可认为是相互独立的。设  $y_i = \bar{X}_i$ ,  $\bar{X}_i$  为  $i$  年度的水质均值,则:

$$y_i = \alpha_T + \beta_T i, \quad i = 0, 1, \dots, 5 \quad (25)$$

用最小二乘法拟合,得:

$$\beta_T = -\frac{1}{7} y_0 - \frac{3}{35} y_1 - \frac{1}{35} y_2 + \frac{1}{35} y_3 + \frac{3}{35} y_4 + \frac{1}{7} y_5, \quad (26)$$

由于  $y_i (i = 0, 1, \dots, 5)$  是正态随机变量,因此,  $\beta_T$  亦是正态分布的,所以:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\beta_T) &\doteq 0.0424 \text{Var}(y_i) \\ &= 0.0424 \text{Var}(\bar{X}) \end{aligned} \quad (27)$$

$\beta_T$  的分辨水平是指  $\beta_T$  与零之间差别的显著性,可用假设检验理论描述,如图 5 所示。

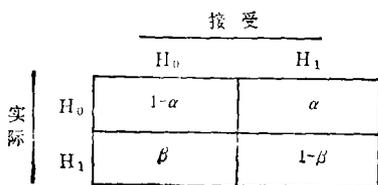


图 5 假设检验问题的四种不同情况

原假设  $H_0$  为  $\beta_T = 0$ , 备择假设  $H_1$  为  $\beta_T \neq 0$ 。显然,在显著性水平  $\alpha$  给定的情况下,检验的效  $1 - \beta$  越大,说明  $\beta_T$  的分辨水平越高。现给定  $\alpha = \beta = 0.05$ ,可以求得所需的  $\beta_T$  最大方差:

$$\text{Var}(\beta_T)_{\max} \doteq 0.0767(\beta'_T)^2 \quad (28)$$

其中,  $\beta'_T$  为真实趋势特征值。代入 (27) 式,得:

$$\text{Var}(\bar{X})_{\max} \doteq 1.81(\beta'_T)^2 \quad (29)$$

因此,根据设计时要求的最小可分辨的趋势特征值  $\beta'_T$ ,就可得到所需的最大年均值方差。

### 3. 采样频率优化设置模型

从管理和数据处理的方便程度来看,采用等时间间隔采样策略是合理的。同时,由于不同河流断面的水质统计特性有较大差

异,应该对不同的断面分别使用不同的采样频率。采样频率的优化设置模型可以是多目标(运行费用最低,水质年均值置信区间最小)规划,也可以简化为单目标(或运行费用,或年均值置信区间)规划。这里为简单起见采用单目标规划,目标是在满足趋势分析要求的基础上,使各监测断面的水质年均值置信区间在有限的费用下尽可能地小。具体模型如下:

$$\begin{aligned} \min & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m R_{ij}/R_{jD} \\ & \begin{cases} C_T \leq C_0; \\ R_{ij} = 1.96\sqrt{\text{Var}(\bar{X}_{ij})}; \\ R_{ij} \leq R_{jD}; \\ 2 \leq N_i \leq N_{iT}; \end{cases} \quad (30) \\ & i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m. \end{aligned}$$

式中,  $R_{ij}$  为第  $i$  断面,第  $j$  种水质参数的年均值半置信区间;  $R_{jD}$  为第  $j$  种水质参数的最大允许半置信区间;  $C_T$  为监测系统费用函数;  $C_0$  为监测系统费用限定值;  $N_i$  为第  $i$  监测断面的年采样次数;  $N_{iT}$  为第  $i$  监测断面的年采样次数最大限值。

说明如下:

(1)  $C_0$  值可用监测系统现行运行费用代替,或由其他方面的限制给定。

(2)  $R_{jD}$  的求法: 设五年内最小所需检测的趋势绝对值为  $T_{rj}$ ,则:  $\beta'_T = T_{rj}/5$ , 代入(29)式,得:

$$\text{Var}(\bar{X})_{\max} = 0.0724 T_{rj}^2 \quad (31)$$

因此,

$$R_{jD} = 1.96\sqrt{\text{Var}(\bar{X})_{\max}} = 0.527 T_{rj} \quad (32)$$

其中的  $T_{rj}$  可由专家给定。

(3)  $N_{iT}$  的选取原则是当  $N_i > N_{iT}$  时,水质参数年均值半置信区间变化率很小。这可在  $R - N$  图上得到。也可统一给定,如  $N_{iT} = 50$ 。

(4) 在频率设置的优化中,可以不必考虑全部水质参数,而只选用有限的几种,原则

是：(i) 数据历史长而全的参数；(ii) 反映水体水质特征的参数；(iii) 随机波动大的参数。

由于上面给出的模型是一种特殊类型的整数规划，目前尚无有效的解法，因此，建议采用随机枚举的蒙特卡洛法求解，具体可参考《系统工程 FORTRAN 程序集》，清华大学编。

## 五、结 论

本文对常规水质监测系统的结构与功能进行了系统的分析，论证了各种监测目标的可行性，并建立了系统运行的费用函数。在此基础上，探讨年均值置信区间的估计方法，分析趋势特征值的分辨水平。最后，建立了采样频率的优化设置模型。

本文给出的常规水质监测系统采样频率设置方法具有系统性强，简单实用的特点。它采用简单统计指标为设计依据，把监测目标与采样频率有机地联系起来，并综合考虑常规水质监测的两大主要目标——确定水质均

值和趋势分析，解决了以往用单一监测目标为设计依据的不全面性问题。

当然，本方法也有进一步完善的必要，如水质时间序列的 AR(1) 型假设和优化模型的解法都尚须进一步的验证和考察研究。

## 参 考 文 献

- [1] Ward, R.C., et al, *Environmental Management*, 10(3), 291(1986).
- [2] Ward, R.C., et al, *J.WPCF*, 51(9), 2292(1979).
- [3] Loftis, J.C. and Ward, R. C., *Statistical and Economic Considerations*, NTIS, PB80-140882.
- [4] Chamberlain, S.G., *Water Resources Bulletin*, 10(2), 199(1974).
- [5] Lettenmaier, D.P., *Water Resources Research*, 12(5), 1037(1976).
- [6] Loftis, J.C. and Ward, R.C., *Water Resource Bulletin*, 17(6), (1981).
- [7] 利人, 统计理论推断基础及其应用, 群众出版社, 1982.
- [8] 安鸿志等, 时间序列的分析和应用, 科学出版社, 1984.
- [9] 郑维敏等, 系统工程 FORTRAN 程序集, 清华大学出版社.

(收稿日期: 1988 年 8 月 14 日)

# 工业废气、废水中二氧化氯排放标准的研究

陈季华 奚旦立

(中国纺织大学)

## 一、前 言

二氧化氯气体和其水溶液均具有强氧化作用。在纺织、造纸、油脂和淀粉的漂白精制，饮用水的消毒、脱臭和除酚，热电厂除盐水系统中微生物污垢危害的消除等方面均有广泛应用。但它属于高毒类物质，为保护环境和保障操作工人身体健康，需制订相应的环境保护标准。

本文研究了二氧化氯毒性（小白鼠和金鱼的毒性研究）调查和测定了全国九个典型工厂生产中二氧化氯排放情况和浓度范围，做了操作工人的健康调查，结合国外有关资料，提出了空气和水中二氧化氯排放标准。

## 二、空气中二氧化氯排放标准的研究

(一) 我国工业生产中使用和排放二氧化氯的现状