

潮汐河流水质的模型辨识与参数估计

华兆麟 黄午阳
(上海交通大学) (上海第二工业大学)

摘 要

本文涉及统计系统辨识,其目的是利用水质参数的非平稳时间序列以及水力学参数的时间序列建立潮汐河流的水质动态模型.文章中推导了变系数的差分模型,并将变系数分解成时变和时不变两部分,以导出时不变的待辨识参数.然后通过对噪声性质的讨论,指出可以采用时间序列的分析方法,从而建立潮汐河流水质的动态模型,并应用 Allen 的 PSS 准则确定非线性的待估参数值.

本文还提出了通过预报来修正非线性参数的一种方法.最后,通过实例计算,证实了本文方法是可行的.

一、引 言

潮汐河流的水质系统是一种较复杂的分布参数系统.为了制定河流的治理规划,通常要建立水质的静态模型;为了控制潮汐河流的污染物的排放,通常要建立水质的准动态模型.建立模型时河流先被划分成河段,然后在每一河段内建立排放与水质的关系.其中水质参数是取潮汐周期内的平均值.但是流经沿海工业城市的河流的感潮往往比较强,在一个潮汐周期内河水的往返流动幅度达十余公里,因此某河段的水质参数不仅与该河段的排放有关,而且与相近河段的排放有关.因此,仅建立潮汐周期内水质参数的平均值与该河段的排放关系是不合理的,从而有必要研究潮汐河流水质的动态模型.

在非潮汐河流水质动态模型的研究中,都是假定水力学参数是时不变的^[1].由此可引伸到研究潮汐河流的准动态模型.但即使不考虑潮汐作用,仅由季节变化所引起的河流水量和取水量的变化就足以使上述假定不能成立.这样,研究水力学参数变化时的水质动态模型便显得十分必要了.

对于河流水质的精确描述应该是三维的,然而在工程上都期望应用结构简单的一维模型.在潮汐河流内,由于潮水的往复搅拌作用使水质混合得比较均匀.通过实际测量可知,河流断面上水质参数的方差一般并不大,这表明建立水质参数的一维模型是合理的.笔者用 DO (溶解氧)和 CBOD (碳的生化耗氧量)来描述河流内的生化过程,而对迳流量小的河流则尚需考虑 NBOD (氮的生化耗氧量).由于影响河流内水质参数变化的因素众多,水力学模型也很复杂,因此采用黑箱方法建模比较困难.下面,用现有机理,采用灰箱方法来建立水质参数 DO, CBOD, NBOD 的一维动态模型.

二、动态模型

若在河流中切出一个河段,则其动态模型为

$$\begin{aligned} \frac{dV_i(t)C_i(t)}{dt} = & [C(x, t)Q(x, t) - C(x + \Delta x, t)Q(x + \Delta x, t)] \\ & + \left[-E_x A(x, t) \frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \Big|_x + E_{(x+\Delta x)} A(x + \Delta x, t) \frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \Big|_{x+\Delta x} \right] \\ & + \text{Sources } V_i(t) - \text{sinks } V_i(t). \end{aligned} \quad (1)$$

其中 $V_i(t)$, $C_i(t)$ 分别是河段 i 内的水体体积和平均水质参数浓度, $Q(x, t)$, $Q(x + \Delta x, t)$; $A(x, t)$, $A(x + \Delta x, t)$; $C(x, t)$, $C(x + \Delta x, t)$; E_x , $E_{(x+\Delta x)}$ 分别是该河段端面 x 和 $x + \Delta x$ 处的流量、截面积、水质参数浓度及弥散系数。

如果将河段看作一个结点,而将两个结点的中心点之间的河段称为河道,则 $V_i(t)$, $C_i(t)$ 是结点参数; $A(x, t)$, $A(x + \Delta x, t)$, $Q(x, t)$ 和 $Q(x + \Delta x, t)$ 是河道参数; $C(x, t)$, $C(x + \Delta x, t)$, $\frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \Big|_x$ 和 $\frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \Big|_{x+\Delta x}$ 可用结点参数表示。同时考虑一个河段与多条支流相连通的情况时,其结点-河道网络图如图 1 所示。图中, $L_{1,i-1}$, $L_{2,i-1}, \dots, L_{J(i),i-1}$ 表示结点 $(1, i-1)$, $(2, i-1), \dots, (J(i), i-1)$ 的中心点到相应交界处中点的距离; $L_{1,i}$, $L_{2,i}, \dots, L_{J(i),i}$ 表示结点 i 的中心点到相应交界处中点的距离; L_{i+1} 表示结点 $i+1$ 的中心点到结点 i 与结点 $i+1$ 交界处中点的距离; $C_{1,i-1}, C_{2,i-1}, \dots, C_{J(i),i-1}, C_i$ 和 C_{i+1} 分别表示对应结点的水质参数浓度。对于潮汐河流,有

$$\begin{aligned} C(x, t) &= (L_{1,i}C_{1,i-1}(t) + L_{1,i-1}C_i(t))/L_{1,i} + L_{1,i-1}, \\ C(x_2, t) &= (L_{2,i}C_{2,i-1}(t) + L_{2,i-1}C_i(t))/L_{2,i} + L_{2,i-1}, \\ C(x_{J(i)}, t) &= (L_{J(i),i}C_{J(i),i-1}(t) + L_{J(i),i-1}C_i(t))/L_{J(i),i} + L_{J(i),i-1}, \end{aligned}$$

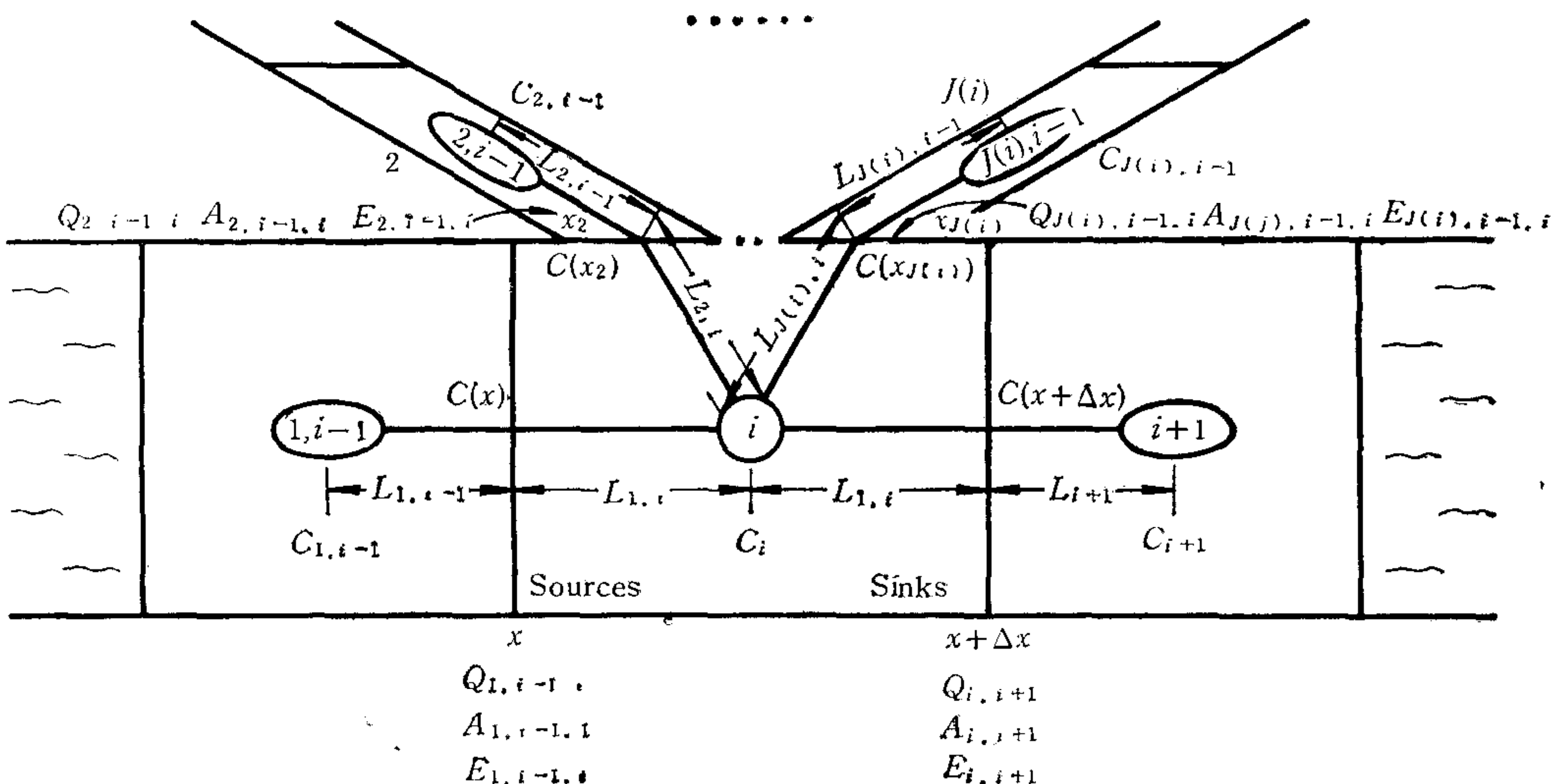


图 1 结点、河道网络图

和

$$C(x + \Delta x, t) = (L_{1,i}C_{i+1}(t) + L_{i+1}C_i(t))/L_{1,i} + L_{i+1}$$

$$\left. \frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \right|_x = (C_i(t) - C_{1,i-1}(t))/L_{1,i-1} + L_{1,i},$$

$$\left. \frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \right|_{x_2} = (C_i(t) - C_{2,i-1}(t))/L_{2,i-1} + L_{2,i},$$

$$\dots\dots\dots$$

$$\left. \frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \right|_{x_{J(i)}} = (C_i(t) - C_{J(i),i-1}(t))/L_{J(i),i-1} + L_{J(i),i},$$

$$\left. \frac{\partial C(x, t)}{\partial x} \right|_{x+\Delta x} = (C_{i+1}(t) - C_i(t))/L_{1,i} + L_{i+1}.$$

现在用 NBOD 的浓度 C_{Ni} 代替 (1) 式中的 C_i , 并假设 Sources = $Q_{Ei}(t)C_{ENi}(t)/V_i(t)$, sinks = $K_{Ni}C_{Ni}(t)$. 其中, $Q_{Ei}(t)$ 为排放流量; $C_{ENi}(t)$ 为排放的 NBOD 的浓度; K_{Ni} 为河段 i 的去氧系数. 于是由(1)式便可得到

$$\begin{aligned} \frac{dC_{Ni}(t)}{dt} = & - \left[K_{Ni} + \frac{1}{V_i(t)} \cdot \frac{dV_i(t)}{dt} + d_i Q_{i,i+1}(t)/V_i(t) \right. \\ & - \sum_{j=1}^{J(i)} a_{ji} Q_{j,i-1,i}(t)/V_i(t) \\ & + \sum_{j=1}^{J(i)} (E_{j,i-1,i}/L_{j,i-1,i}) A_{j,i-1,i}(t)/V_i(t) \\ & \left. + (E_{i,i+1}/L_{i,i+1}) A_{i,i+1}(t)/V_i(t) \right] C_{Ni}(t) \\ & + \left[\sum_{j=1}^{J(i)} (b_{ji} Q_{j,i-1,i}(t)/V_i(t)) C_{N_{j,i-1}}(t) \right. \\ & - (e_i Q_{i,i+1}(t)/V_i(t)) C_{N_{i+1}}(t) \\ & + \sum_{j=1}^{J(i)} (E_{j,i-1,i}/L_{j,i-1,i}) (A_{j,i-1,i}(t)/V_i(t)) C_{N_{j,i-1}}(t) \\ & + (E_{i,i+1}/L_{i,i+1}) (A_{i,i+1}(t)/V_i(t)) C_{N_{i+1}}(t) \\ & \left. + (Q_{Ei}(t)/V_i(t)) C_{ENi}(t) \right] \\ = & -P(t)C_{Ni}(t) + R(t). \end{aligned} \quad (2)$$

其中

$$a_{ji} = L_{j,i-1}/L_{1,i} + L_{j,i-1}; \quad b_{ji} = L_{1,i}/L_{1,i} + L_{j,i-1}; \quad d_i = L_{i+1}/L_{1,i} + L_{i+1};$$

$$e_i = L_{1,i}/L_{1,i} + L_{i+1}; \quad L_{j,i-1,i} = L_{j,i-1} + L_{1,i}; \quad L_{i,i+1} = L_{1,i} + L_{i+1}.$$

当 $R(t)$ 和 $P(t)$ 已知时, 方程(2)的解为

$$C_{Ni}(t + \Delta t) = e^{-\int_t^{t+\Delta t} P(s) ds} \left[\int_t^{t+\Delta t} e^{\int_t^\tau P(s) ds} \cdot R(\tau) d\tau \right] + e^{-\int_t^{t+\Delta t} P(s) ds} \cdot C_{Ni}(t). \quad (3)$$

令

$$T(t) = P(t) - K_{Ni} - \frac{1}{V_i(t)} \cdot \frac{dV_i(t)}{dt},$$

并代入(3)式可得

$$C_{Ni}(t + \Delta t) = e^{-K_{Ni}\Delta t} (V_i(t)/V_i(t + \Delta t)) e^{-\int_t^{t+\Delta t} T(s) ds} \cdot C_{Ni}(t) + \int_t^{t+\Delta t} e^{-K_{Ni}(t+\Delta t-\tau)} (V_i(\tau)/V_i(t + \Delta t)) e^{-\int_\tau^{t+\Delta t} T(s) ds} \cdot R(\tau) d\tau. \quad (4)$$

在(4)式中, t 和 $t + \Delta t$ 分别取作 k 和 $k + 1$, 并用近似式代替积分表达式后可得

$$C_{Ni}(k + 1) \approx \left[(V_i(k)/V_i(k + 1)) e^{-(T(k+1)+T(k))\frac{\Delta t}{2}} \left(C_{Ni}(k) + R(k) \frac{\Delta t}{2} \right) \right] e^{-K_{Ni}\Delta t} + R(k + 1) \frac{\Delta t}{2}. \quad (5)$$

方程(5)是河段 i 内水质参数 NBOD 的差分模型, 是包含外输入的线性变系数自回归模型. 对于水质参数 CBOD 和 DO 可获得类似的差分模型, 这里不再详细列出.

三、模型辨识

在(5)式中, 除了水质参数 NBOD 的浓度之外, 各时变因子均为水力学参数的函数, 它们可通过计算获得. 为讨论方便起见, 将(5)式简写为

$$y = x_0 + x_1 \theta_1. \quad (6)$$

式中 $y = C_{Ni}(k + 1)$; $x_0 = R(k + 1) \frac{\Delta t}{2}$; $\theta_1 = e^{-K_{Ni}\Delta t}$;

$$x_1 = (V_i(k)/V_i(k + 1)) e^{-(T(k+1)+T(k))\frac{\Delta t}{2}} \left(C_{Ni}(k) + R(k) \frac{\Delta t}{2} \right).$$

若在 x_0 和 x_1 中令

$$\theta_{2j} = E_{j,i-1,i} / L_{j,i-1,i}, \quad j = 1, 2, \dots, J(i), \quad \theta_3 = E_{i,i+1} / L_{i,i+1},$$

则由于水力学参数已求得, 故(6)式中待辨识的只是时不变的参数 $\theta_1, \theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3$.

(6)式是待估参数的非线性模型, 但当 $\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3$ 被设定后, 就成为 θ_1 的线性模型. 对于 CBOD 和 DO 的差分模型也可进行类似处理.

下面讨论模型的噪声性质. 因为水力学参数能通过计算较精确地获得, 故仅需考虑由 C_N 和 $W_N = Q_E C_{EN}$ 的量测噪声所引起的误差. 令

$$C_{Ni}^*(k) = C_{Ni}(k) + \delta C_{Ni}(k); \quad C_{Ni,i-1}^*(k) = C_{Ni,i-1}(k) + \delta C_{Ni,i-1}(k);$$

$$C_{Ni+1}^*(k) = C_{Ni+1}(k) + \delta C_{Ni+1}(k); \quad W_{Ni}^*(k) = W_{Ni}(k) + \delta W_{Ni}(k).$$

其中测量噪声 δ 一般为零均值的白噪声, 其方差是未知的. 将上述测量值代入(6)式可得

$$C_{Ni}^*(k + 1) = R^*(k + 1) \frac{\Delta t}{2} + \left[(V_i(k)/V_i(k + 1)) e^{-(T(k+1)+T(k))\frac{\Delta t}{2}} \cdot \left(C_{Ni}^*(k) + R^*(k) \frac{\Delta t}{2} \right) \right] \theta_1 + \omega_i(k). \quad (7)$$

式中 $\omega_i(k)$ 为噪声, 是零均值白噪声 δ 的线性函数, 故也是零均值的, 但其方差却是时变的. 噪声 $\omega_i(k)$ 与水力学参数的时变性直接有关, 其线性项的时变系数含有 $V(k)/V(k + 1), Q(k)/V(k)$ 和 $1/V(k)$ 这几种因子. 这些时变因子可利用潮汐河流某处的水

位 H 和流量 Q 的实际测量值求得。由黄浦江某处的测量值算得的上述时变因子随潮汐的变化范围如下：

$$V(k)/V(k+1): 0.67 \sim 1.19; Q(k)/V(k): -11.7 \sim 12.5; 1/V(k): 0.34 \sim 0.63.$$

但在潮汐的周期变化中,位于相位相近处的各组数据的变化范围则减小为

$$V(k)/V(k+1): 0.92 \sim 1.00; Q(k)/V(k): -8.80 \sim -11.70; 1/V(k): 0.35 \sim 0.43.$$

这表明,如果等间隔地在每个周期内都采样若干点,然后将各周期中同相位的点组成若干个子序列,则对每个子序列来说,噪声项的系数可被认为是常数。

当在同样的条件下测量时,得到的白噪声序列 $\delta(k)$ 是独立同分布的,且均值为零。于是由大数定律可知,对任给的 $\varepsilon > 0$,有

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P \left(\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \delta(k) > \varepsilon \right) = 0,$$

即噪声 δ 具有遍历性。因为具有遍历性的噪声的线性运算仍保持遍历性,故每个噪声子序列都具有遍历性。又由于各子序列的统计平均值相等,所以总的时间序列的样本的时间平均值便近似地等于其统计平均值^[2]。这样,整个噪声序列便是平均值遍历的序列,因而可按时间序列分析法来处理潮汐河流水质动态模型的变系数中时不变部分的辨识问题。

四、参数估计

上面所得到的回归数学模型是

$$y = x_0(\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3) + x_1(\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3) \cdot \theta_1. \quad (8)$$

其中 x_0 和 x_1 中包含了输入变量和待估参数 $\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3$ 。对于测得的输入、输出数据的样本序列,参数 $\theta_1, \theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3$ 的不同取值对应着不同的“残差平方和”。可以求得残差平方和最小时所对的参数值^[3],但这时模型往往出现过拟合现象,从而使预估能力变得很差。因此,本文将“预估平方和”(简称 PSS)作为选择参数的准则。对于线性模型 $y = \theta_0 + \theta_1 x_1 + \dots + \theta_m x_m$ 而言,“预估平方和”为

$$PSS = \sum_{i=1}^N \left[\frac{y_i - \hat{y}_i}{1 - \mathbf{x}_i^T (X^T X)^{-1} \mathbf{x}_i} \right]^2. \quad (9)$$

式中 $\mathbf{x}_i^T = [1 \ x_{1i} \ x_{2i} \ \dots \ x_{mi}]$; $X = [\mathbf{x}_1 \ \mathbf{x}_2 \ \dots \ \mathbf{x}_N]$; m 是输入变量的个数; \hat{y}_i 是利用观察数据所估计的 y_i 值^[4]。

当(8)式中的 $\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3$ 被设定后,它便成为 θ_1 的线性模型。这样就可利用(9)式算出相应的 PSS 值。这里所提出的参数估计问题实质上是求解无约束优化问题:

$$\text{Min}_{\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3} PSS(\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3). \quad (10)$$

其中

$$PSS(\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3) = \sum_{i=1}^N \left[\frac{(y_i - \hat{y}_i(\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3))}{1 - \mathbf{x}_i^T (X^T X)^{-1} \mathbf{x}_i |_{\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3}} \right]^2.$$

本文采用单纯形搜索法及坐标轮换迭代搜索法使 PSS 不断接近相对极小值。对于 CBOD 和 DO 也可进行类似的计算。

上述参数估计是建立在真实模型与机理模型等价的基础上的,但实际上二者只是近似地等价。若令

$$y = x_0(\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3) + x_1(\theta_{21}, \dots, \theta_{2,J(i)}, \theta_3) \cdot \theta_1 = f(\theta),$$

则有

$$y^* - f^*(\theta) = (y - f(\theta)) + \omega.$$

式中 y^* 是测量的输出值; y 是真实的输出值; $f^*(\theta)$ 是由测量的输入值算得的输出值; $f(\theta)$ 是由真实的输入值算得的输出值; ω 是噪声。

在参数估计中,由于噪声序列是相关序列,且其方差周期性地快速变化,故会影响参数值的估计。本文从预估能力的好坏来判断和修正参数的估值。下面讨论在有第一组数据(原先的时间序列数据)和第二组数据(预估的时间序列数据)的情况下,正确选择的参数矢量 θ^0 所应满足的条件。令

$$g_1(\theta^0) = \sum_{k=1}^{N_1} (y^*(k) - f^*(\theta^0, k)) = \sum_{k=1}^{N_1} (y(k) - f(\theta^0, k)) + \sum_{k=1}^{N_1} \omega(k), \quad (11)$$

$$g_2(\theta^0) = \sum_{k=N_1+1}^{N_2} (y^*(k) - f^*(\theta^0, k)) = \sum_{k=N_1+1}^{N_2} (y(k) - f(\theta^0, k)) + \sum_{k=N_1+1}^{N_2} \omega(k). \quad (12)$$

式中, N_1 为第一组数据的数目, N_2 是两组数据的总数目。

当 $N_1, N_2 - N_1$ 足够大时,根据噪声序列 $\omega(k)$ 所具有的平均值遍历性可得

$$\sum_{k=1}^{N_1} \omega(k) \approx 0; \quad \sum_{k=N_1+1}^{N_2} \omega(k) \approx 0.$$

于是, $g_1(\theta^0)$ 和 $g_2(\theta^0)$ 的值完全由真实模型与机理模型结构上的差别所决定,故 g_1 和 g_2 不应很大。因此,对于一个适当的正数 ε , 应有

$$|g_1(\theta^0)| \leq \varepsilon; \quad |g_2(\theta^0)| \leq \varepsilon. \quad (13)$$

为了得到第二个条件,令

$$\begin{aligned} g_3(\theta^0) &= \sum_{k=1}^{N_1} (y^*(k) - f^*(\theta^0, k))^2 - \sum_{k=N_1+1}^{N_2} (y^*(k) - f^*(\theta^0, k))^2 \\ &= \sum_{k=1}^{N_1} (y(k) - f(\theta^0, k))^2 + 2 \sum_{k=1}^{N_1} (y(k) - f(\theta^0, k))\omega(k) + \sum_{k=1}^{N_1} \omega^2(k) \\ &\quad - \sum_{k=N_1+1}^{N_2} (y(k) - f(\theta^0, k))^2 - 2 \sum_{k=N_1+1}^{N_2} (y(k) \\ &\quad - f(\theta^0, k))\omega(k) - \sum_{k=N_1+1}^{N_2} \omega^2(k). \end{aligned} \quad (14)$$

当机理模型与真实模型差别较小时,式中第一、二、四、五项不会很大。当在每个潮汐周期内,两组数据按相同间隔采样,且它们的数据量相等时,则由于两组数据的分解的对应子序列的方差近似相等,故第三项与第六项便能近似相消。于是,对于适当的正数 ε' , 应有

$$|g_3(\theta^0)| \leq \varepsilon'. \quad (15)$$

如果求得的参数估计矢量 $\hat{\theta}$ 满足条件

$$|g_1(\hat{\theta})| \leq \varepsilon, |g_2(\hat{\theta})| \leq \varepsilon, |g_3(\hat{\theta})| \leq \varepsilon',$$

则表明 $\hat{\theta}$ 是合适的。否则应采用下述方法加以修正：

$$\text{Min}_{\theta} J = \sum_{k=1}^{N_2} (y^*(k) - f^*(\theta))^2,$$

$$\text{s. t. } |g_1(\theta)| \leq \varepsilon, |g_2(\theta)| \leq \varepsilon, |g_3(\theta)| \leq \varepsilon', \theta \in E^m; \varepsilon, \varepsilon' > 0.$$

具体算法采用梯度射影法。

五、计算实例

笔者选择上海黄浦江的某段河长先进行仿真计算，然后根据水质参数和水力学参数对模型参数进行估计，最后预估以后的水质参数。图 2 所示的河长被分成四个河段，以河

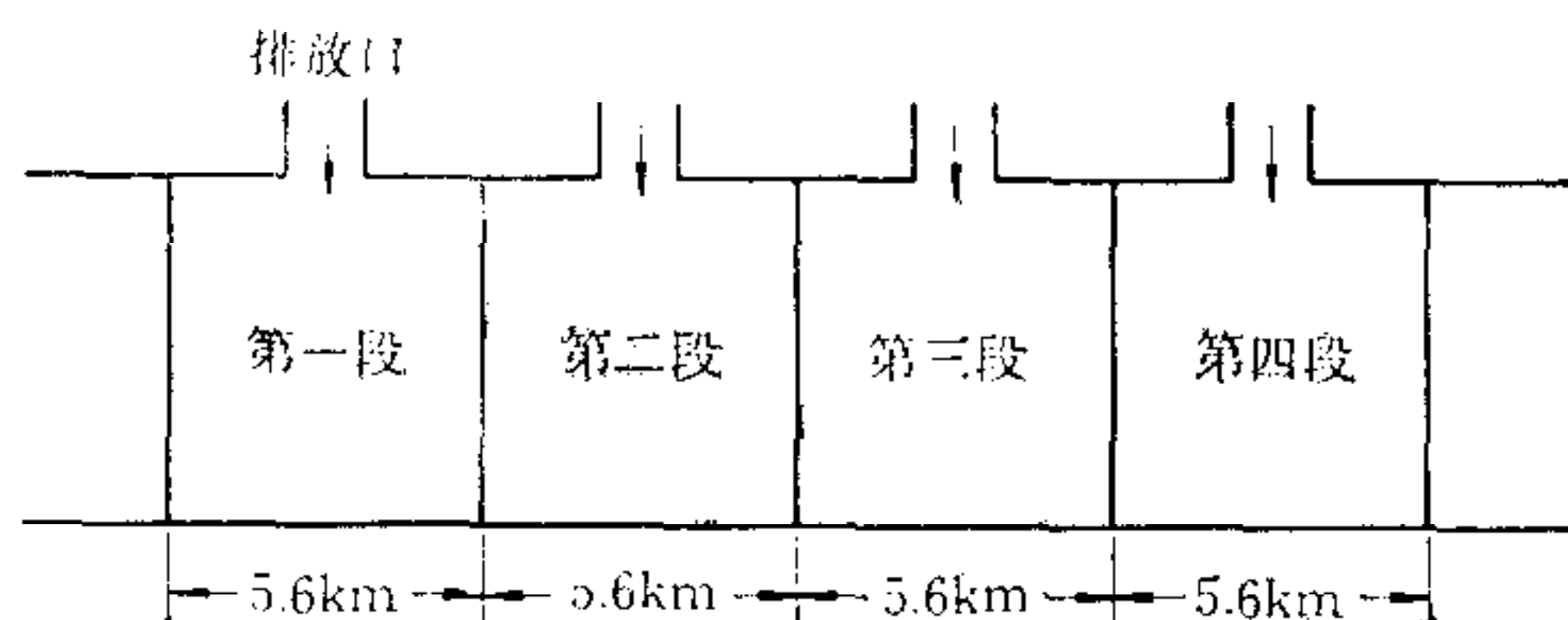


图 2 黄浦江的某段河长的示意图

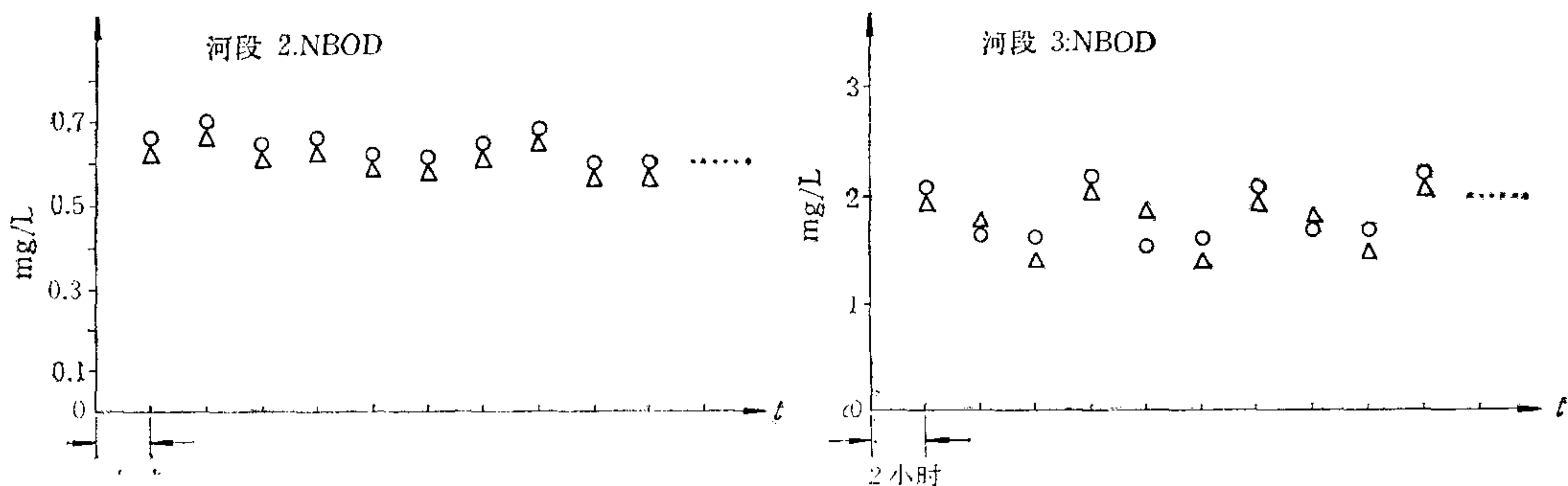


图 3 河段 2, 3 的预估值(用 Δ 表示)与测量值(用 \circ 表示)的比较

段 1, 4 内的水质参数为边界条件，然后对河段 2 和 3 逐段辨识。对于 NBOD，取 $m=1$ ， $N=50$ ，算得的 PSS 值分别为 $0.1258 E + 01$ 和 $0.6639 E + 01$ ，与之相应的参数值为

$$\text{NBOD}|_{\text{河段2}}: \theta_1 = 0.9793, \theta_2 = 0.0699, \theta_3 = 0.2922,$$

$$\text{NBOD}|_{\text{河段3}}: \theta_1 = 0.8893, \theta_2 = 0.050, \theta_3 = 0.10.$$

上述计算是在 IBM-370/4341 机上进行的。原始资料由上海环保所于 1983 年 7 月提供。每个河段所需的计算时间(包括有关 CBOD 和 DO 的计算时间)为 5.2 秒。在算得参数后，对其后的采样数据进行了预估，预估的结果详见图 3。

限于篇幅，对于 CBOD 和 DO 的辨识和预估就不再列出了。

利用上述方法获得的潮汐河流水质的动态模型可用于河流水质的事故处理、系统仿

真、短期预报和实时控制。由于河流水质系统的噪声是十分复杂的,因此,噪声与建模的关系有待进一步研究。此外,当动态过程的非线性不能忽视时,尚须研究 GMDH 方法。

参 考 文 献

- [1] Tamura, H. and Mochizuki, T., Nonstationary Statistical System Identification Method (NICE) for River Quality Modelling, Proc. IFIP Working Conference, 1978, 171—182.
- [2] Sage, A. P. and Melsa, J. L., Estimation Theory with Application to Communications and Control, McGraw-Hill, 1971, 42.
- [3] Allen, D. M., The Relationship Between Variable Selection and Data Augmentation, *Technometrics* 16(1974), 125—127.
- [4] Okuno, T. et al., Multivariate Analysis, Continued (in Japanese) (Nikka-Giren, Tokyo, 1976), 96.

THE MODEL IDENTIFICATION AND PARAMETER ESTIMATION OF TIDAL RIVER WATER QUALITY

HUA ZHAOLIN

(*Shanghai Jiao Tong University*)

HUANG WUYANG

(*Shanghai Second Polytechnic University*)

ABSTRACT

In this paper, a difference model with time-varying coefficients is derived. The time-varying coefficients of the model are separated into the time-varying and timeinvariant parts, so as to derive the time-invariant coefficients for estimation. Then, noise behavior is analysed. It is concluded that time series analysis method can be used for modelling the water quality of tidal rivers. Allen's PSS criterion is then used for determining the estimated nonlinear parameters.