

或

$$(L^* - A^* \hat{X})^T (L^* - A^* \hat{X}) = \text{最小} \quad (5-18)$$

## 第二节 正规方程

为了获得更可靠的结果, 测量次数  $n$  总要多于未知参数的个数  $t$ , 即所得误差方程式的个数总是要多于未知数的个数。因而直接用一般解代数方程的方法是无法求解这些未知参数的。最小二乘法则可以由误差方程得到有确定解的代数方程组 (其方程式个数正好等于未知数的个数), 从而可求解出这些未知参数。这个有确定解的代数方程组称为最小二乘法估计的正规方程 (或称为法方程)。

线性测量参数的最小二乘法处理程序可归结为: 首先根据具体问题列出误差方程式; 再按最小二乘法原理, 利用求极值的方法由误差方程得到正规方程; 然后求解正规方程, 得到待求的估计量; 最后给出精度估计。对于非线性测量方程, 可先将其线性化, 然后按上述线性测量参数的最小二乘法处理程序去处理。因此, 建立正规方程是待求参数最小二乘法处理的基本环节。

### 一、等精度线性测量参数最小二乘法处理的正规方程

线性测量的误差方程式为

$$\left. \begin{aligned} v_1 &= l_1 - (a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \cdots + a_{1t}x_t) \\ v_2 &= l_2 - (a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \cdots + a_{2t}x_t) \\ &\vdots \\ v_n &= l_n - (a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \cdots + a_{nt}x_t) \end{aligned} \right\}$$

在等精度测量中, 应满足最小二乘条件式 (5-6), 即

$$\sum_{i=1}^n v_i^2 = v_1^2 + v_2^2 + \cdots + v_n^2 = \text{最小}$$

现求上式的估计量  $x_1, x_2, \cdots, x_t$ , 可利用求极值的方法来满足上式的条件。为此, 对残余误差的平方和  $\sum_{i=1}^n v_i^2$  求导数, 并令其为零, 有

$$\begin{aligned} \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n v_i^2 \right)}{\partial x_1} &= -2a_{11} \{ l_1 - (a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \cdots + a_{1t}x_t) \} \\ &\quad - 2a_{21} \{ l_2 - (a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \cdots + a_{2t}x_t) \} \\ &\quad - \cdots - 2a_{n1} \{ l_n - (a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \cdots + a_{nt}x_t) \} = 0 \end{aligned}$$

因为

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{i1} &= a_{11} a_{11} + a_{21} a_{21} + \cdots + a_{n1} a_{n1} \\ \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{i2} &= a_{11} a_{12} + a_{21} a_{22} + \cdots + a_{n1} a_{n2} \end{aligned}$$

$$\vdots$$

$$\sum_{i=1}^n a_{i1} a_{it} = a_{11} a_{1t} + a_{21} a_{2t} + \cdots + a_{n1} a_{nt}$$

$$\sum_{i=1}^n a_{i1} l_i = a_{11} l_1 + a_{21} l_2 + \cdots + a_{n1} l_n$$

所以

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\sum_{i=1}^n v_i^2)}{\partial x_1} &= -2 \left\{ \sum_{i=1}^n a_{i1} l_i - \left( x_1 \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{i1} + x_2 \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{i2} + \cdots + x_t \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{it} \right) \right\} \\ &= 0 \end{aligned}$$

同理有

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\sum_{i=1}^n v_i^2)}{\partial x_2} &= -2 \left\{ \sum_{i=1}^n a_{i2} l_i - \left( x_1 \sum_{i=1}^n a_{i2} a_{i1} + x_2 \sum_{i=1}^n a_{i2} a_{i2} + \cdots + x_t \sum_{i=1}^n a_{i2} a_{it} \right) \right\} \\ &= 0 \end{aligned}$$

$$\vdots$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\sum_{i=1}^n v_i^2)}{\partial x_t} &= -2 \left\{ \sum_{i=1}^n a_{it} l_i - \left( x_1 \sum_{i=1}^n a_{it} a_{i1} + x_2 \sum_{i=1}^n a_{it} a_{i2} + \cdots + x_t \sum_{i=1}^n a_{it} a_{it} \right) \right\} \\ &= 0 \end{aligned}$$

注意到上式中各二阶偏导数恒正, 即

$$\frac{\partial^2(\sum_{i=1}^n v_i^2)}{\partial x_1^2} = 2 \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{i1} > 0$$

$$\frac{\partial^2(\sum_{i=1}^n v_i^2)}{\partial x_2^2} = 2 \sum_{i=1}^n a_{i2} a_{i2} > 0$$

$$\vdots$$

$$\frac{\partial^2(\sum_{i=1}^n v_i^2)}{\partial x_t^2} = 2 \sum_{i=1}^n a_{it} a_{it} > 0$$

由此可知, 上面各方程求得的极值是最小值, 满足最小二乘条件, 因而也是所要求的估计量, 最后把它写成

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{i1} x_1 + \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{i2} x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n a_{i1} a_{it} x_t &= \sum_{i=1}^n a_{i1} l_i \\ \sum_{i=1}^n a_{i2} a_{i1} x_1 + \sum_{i=1}^n a_{i2} a_{i2} x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n a_{i2} a_{it} x_t &= \sum_{i=1}^n a_{i2} l_i \\ &\vdots \\ \sum_{i=1}^n a_{it} a_{i1} x_1 + \sum_{i=1}^n a_{it} a_{i2} x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n a_{it} a_{it} x_t &= \sum_{i=1}^n a_{it} l_i \end{aligned} \right\} \quad (5-19)$$

式(5-19)即为等精度测量的线性方程最小二乘法处理的正规方程。这是一个 $t$ 元线性方程组,当其系数行列式不为零时,有唯一确定的解,由此可解得欲求的估计量。

注意到方程组(5-19)在形式上有如下特点:

- 1) 沿主对角线分布着平方项系数  $\sum_{i=1}^n a_{i1}a_{i1}, \sum_{i=1}^n a_{i2}a_{i2}, \dots, \sum_{i=1}^n a_{it}a_{it}$  都为正数。
- 2) 以主对角线为对称线,对称分布的各系数彼此两两相等,如  $\sum_{i=1}^n a_{i1}a_{i2}$  与  $\sum_{i=1}^n a_{i2}a_{i1}$  相等,  $\sum_{i=1}^n a_{i2}a_{it}$  与  $\sum_{i=1}^n a_{it}a_{i2}$  相等,...

现将上述正规方程(5-19)表示成矩阵形式。把正规方程组中第 $r$ 个方程式( $r=1, 2, \dots, t$ )

$$\sum_{i=1}^n a_{ir}l_i - \left[ \sum_{i=1}^n a_{ir}a_{i1}x_1 + \sum_{i=1}^n a_{ir}a_{i2}x_2 + \dots + \sum_{i=1}^n a_{ir}a_{it}x_t \right] = 0$$

改写成如下形式为

$$\begin{aligned} & (a_{1r}l_1 + a_{2r}l_2 + \dots + a_{nr}l_n) - (a_{1r}a_{11}x_1 + a_{2r}a_{21}x_1 + \dots + a_{nr}a_{n1}x_1) \\ & - (a_{1r}a_{12}x_2 + a_{2r}a_{22}x_2 + \dots + a_{nr}a_{n2}x_2) - \dots - (a_{1r}a_{1t}x_t + a_{2r}a_{2t}x_t + \dots + a_{nr}a_{nt}x_t) \\ & = a_{1r} [l_1 - (a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1t}x_t)] + a_{2r} [l_2 - (a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2t}x_t)] + \dots \\ & + a_{nr} [l_n - (a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \dots + a_{nt}x_t)] \\ & = a_{1r}v_1 + a_{2r}v_2 + \dots + a_{nr}v_n \\ & = 0 \end{aligned}$$

式中, $r=1, 2, \dots, t$ 。

由此,正规方程组可写成

$$\left. \begin{aligned} a_{11}v_1 + a_{21}v_2 + \dots + a_{n1}v_n &= 0 \\ a_{12}v_1 + a_{22}v_2 + \dots + a_{n2}v_n &= 0 \\ &\vdots \\ a_{1t}v_1 + a_{2t}v_2 + \dots + a_{nt}v_n &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (5-20)$$

因而它可表示为

$$\begin{pmatrix} a_{11} & a_{21} & \dots & a_{n1} \\ a_{12} & a_{22} & \dots & a_{n2} \\ & & \ddots & \\ a_{1t} & a_{2t} & \dots & a_{nt} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

即

$$A^T V = 0 \quad (5-21)$$

这就是等精度测量情况下以矩阵形式表示的正规方程。又因

$$V = L - A\hat{X}$$

所以正规方程又可表示为

$$A^T L - A^T A \hat{X} = 0$$

$$(A^T A) \hat{X} = A^T L \quad (5-22)$$

即

$$C = A^T A$$

若令

则正规方程又可写成

$$C \hat{X} = A^T L \quad (5-23)$$

若  $A$  的秩等于  $t$ , 则矩阵  $C$  是满秩的, 即其行列式  $|C| \neq 0$ 。那么  $\hat{X}$  必定有唯一的解。此时用  $C^{-1}$  左乘正规方程的两边, 就得到正规方程解的矩阵表达式

$$\hat{X} = C^{-1} A^T L \quad (5-24)$$

所解得  $\hat{X}$  的数学期望为

$$E[\hat{X}] = E(C^{-1} A^T L) = C^{-1} A^T E(L) = C^{-1} A^T Y = C^{-1} A^T A X = X$$

式中,  $Y$ 、 $X$  为列向量 ( $n \times 1$  阶矩阵和  $t \times 1$  阶矩阵)

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix} \quad X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_t \end{pmatrix}$$

式中, 矩阵元素  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  为直接量的真值, 而  $X_1, X_2, \dots, X_t$  为待求量的真值。可见  $\hat{X}$  是  $X$  的无偏估计。

**例 5-1** 已知任意温度  $t$  时的铜棒长度  $y_t$ 、 $0^\circ\text{C}$  时的铜棒长度  $y_0$  和铜的线膨胀系数  $\alpha$  具有线性关系  $y_t = y_0(1 + \alpha t)$ 。现测得在不同温度  $t_i$  下, 铜棒长度  $l_i$  见下表, 试估计  $y_0$  和  $\alpha$  的最可信赖值。

$i$	1	2	3	4	5	6
$t_i/^\circ\text{C}$	10	20	25	30	40	45
$l_i/\text{mm}$	2000.36	2000.72	2000.80	2001.07	2001.48	2001.60

**解:** 列出误差方程

$$v_i = l_i - y_0(1 + \alpha t_i) \quad (i = 1, 2, \dots, 6)$$

式中,  $l_i$  为在温度  $t_i$  下铜棒长度的测得值;  $\alpha$  为铜的线膨胀系数。

令  $y_0 = a$ ,  $\alpha y_0 = b$  为两个待估计参量, 则误差方程可写为

$$v_i = l_i - (a + t_i b) \quad (i = 1, 2, \dots, 6)$$

为计算方便, 将数据列表如下:

$i$	$t_i/^\circ\text{C}$	$t_i^2/^\circ\text{C}^2$	$l_i/\text{mm}$	$t_i l_i / (^\circ\text{C} \cdot \text{mm})$
1	10	100	2000.36	20003.6
2	20	400	2000.72	40014.4
3	25	625	2000.80	50020.0
4	30	900	2001.07	60032.1
5	40	1600	2001.48	80059.2
6	45	2025	2001.60	90072.0
$\Sigma$	170	5650	12006.03	340201.3

根据误差方程, 按式 (5-19) 列出正规方程

$$\left. \begin{aligned} na + \sum_{i=1}^6 t_i b &= \sum_{i=1}^6 l_i \\ \sum_{i=1}^6 t_i a + \sum_{i=1}^6 t_i^2 b &= \sum_{i=1}^6 t_i l_i \end{aligned} \right\}$$

将表中计算出的相应系数值代入上面的正规方程得

$$6a + 170b^{\circ}\text{C} = 12006.03\text{mm}$$

$$170a + 5650b^{\circ}\text{C} = 340201.3\text{mm}$$

解得

$$a \approx 1999.97\text{mm}$$

$$b \approx 0.03654\text{mm}/^{\circ}\text{C}$$

即

$$y_0 = 1999.97\text{mm}$$

$$\alpha = \frac{b}{y_0} = \frac{0.03654\text{mm}/^{\circ}\text{C}}{1999.97\text{mm}} \approx 0.0000183/^{\circ}\text{C}$$

按矩阵形式解算, 则有

$$C = \begin{pmatrix} n & \sum_{i=1}^6 t_i \\ \sum_{i=1}^6 t_i & \sum_{i=1}^6 t_i^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 6 & 170 \\ 170 & 5650 \end{pmatrix}$$

$$C^{-1} = \begin{pmatrix} 1.13 & -0.034 \\ -0.034 & 0.0012 \end{pmatrix}$$

$$A^T L = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^6 l_i \\ \sum_{i=1}^6 t_i l_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 12006.03 \\ 340201.3 \end{pmatrix}$$

得

$$\hat{X} = C^{-1} A^T L = \begin{pmatrix} a \\ b \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.13 & -0.034 \\ -0.034 & 0.0012 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 12006.03 \\ 340201.3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1999.97 \\ 0.03654 \end{pmatrix}$$

所以

$$y_0 = a = 1999.97\text{mm}$$

$$\alpha = \frac{b}{y_0} = \frac{0.03654\text{mm}/^{\circ}\text{C}}{1999.97\text{mm}} \approx 0.0000183/^{\circ}\text{C}$$

因此, 铜棒长度  $y_i$  随温度  $t$  的线性变化规律为

$$y_i = 1999.97(1 + 0.0000183t/^{\circ}\text{C})\text{mm}$$

## 二、不等精度线性测量参数最小二乘法处理的正规方程

不等精度线性测量时参数的误差方程仍如式 (5-9) 一样, 但在进行最小二乘法处理时, 要取加权残余误差平方和为最小, 即

$$\sum_{i=1}^n p_i v_i^2 = \text{最小}$$

对  $\sum_{i=1}^n p_i v_i^2$  求导数并令其为 0

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial(\sum_{i=1}^n p_i v_i^2)}{\partial x_1} &= 0 \\ \frac{\partial(\sum_{i=1}^n p_i v_i^2)}{\partial x_2} &= 0 \\ &\vdots \\ \frac{\partial(\sum_{i=1}^n p_i v_i^2)}{\partial x_t} &= 0 \end{aligned} \right\}$$

该方程满足  $\sum_{i=1}^n p_i v_i^2 = \text{最小的条件}$ ，经整理后得如下方程组：

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n p_i a_{i1} a_{i1} x_1 + \sum_{i=1}^n p_i a_{i1} a_{i2} x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n p_i a_{i1} a_{it} x_t &= \sum_{i=1}^n p_i a_{i1} l_i \\ \sum_{i=1}^n p_i a_{i2} a_{i1} x_1 + \sum_{i=1}^n p_i a_{i2} a_{i2} x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n p_i a_{i2} a_{it} x_t &= \sum_{i=1}^n p_i a_{i2} l_i \\ &\vdots \\ \sum_{i=1}^n p_i a_{it} a_{i1} x_1 + \sum_{i=1}^n p_i a_{it} a_{i2} x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n p_i a_{it} a_{it} x_t &= \sum_{i=1}^n p_i a_{it} l_i \end{aligned} \right\} \quad (5-25)$$

式中

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n p_i a_{ir} a_{is} &= p_1 a_{1r} a_{1s} + p_2 a_{2r} a_{2s} + \cdots + p_n a_{nr} a_{ns} \\ \sum_{i=1}^n p_i a_{ir} l_i &= p_1 a_{1r} l_1 + p_2 a_{2r} l_2 + \cdots + p_n a_{nr} l_n \\ r &= 1, 2, \cdots, t; s = 1, 2, \cdots, t \end{aligned}$$

式 (5-25) 就是不等精度线性测量时线性测量参数最小二乘法处理的正规方程。它仍有前述等精度测量时正规方程的特点，即主对角线各项系数是平方和，为正值，以主对角线为对称轴线的其他各相应项两两相等。

我们还可以将该正规方程化成等精度的形式。为此，做代换

$$\left. \begin{aligned} a_{ir}' &= p_i^{1/2} a_{ir} \\ l_i' &= p_i^{1/2} l_i \end{aligned} \right\} \begin{cases} i = 1, 2, \cdots, n \\ r = 1, 2, \cdots, t \end{cases}$$

将其代入正规方程 (5-25)，经整理后得到下面的正规方程

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n a_{i1}' a_{i1}' x_1 + \sum_{i=1}^n a_{i1}' a_{i2}' x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n a_{i1}' a_{in}' x_n &= \sum_{i=1}^n a_{i1}' l_i' \\ \sum_{i=1}^n a_{i2}' a_{i1}' x_1 + \sum_{i=1}^n a_{i2}' a_{i2}' x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n a_{i2}' a_{in}' x_n &= \sum_{i=1}^n a_{i2}' l_i' \\ &\vdots \\ \sum_{i=1}^n a_{in}' a_{i1}' x_1 + \sum_{i=1}^n a_{in}' a_{i2}' x_2 + \cdots + \sum_{i=1}^n a_{in}' a_{in}' x_n &= \sum_{i=1}^n a_{in}' l_i' \end{aligned} \right\} \quad (5-26)$$

可以看出, 上列正规方程在形式上已与等精度测量时的正规方程 (5-19) 完全一致了。将正规方程 (5-25) 各式分别展开, 整理后可得与式 (5-20) 类似的结果

$$\left. \begin{aligned} p_1 a_{11} v_1 + p_2 a_{21} v_2 + \cdots + p_n a_{n1} v_n &= 0 \\ p_1 a_{12} v_1 + p_2 a_{22} v_2 + \cdots + p_n a_{n2} v_n &= 0 \\ &\vdots \\ p_1 a_{1n} v_1 + p_2 a_{2n} v_2 + \cdots + p_n a_{nn} v_n &= 0 \end{aligned} \right\}$$

用矩阵表示为

$$\begin{pmatrix} a_{11} & a_{21} & \cdots & a_{n1} \\ a_{12} & a_{22} & \cdots & a_{n2} \\ \vdots & & & \\ a_{1n} & a_{2n} & \cdots & a_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & p_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & & & \\ 0 & 0 & \cdots & p_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$A^T P V = 0 \quad (5-27)$$

而

$$V = L - A\hat{X}$$

所以式 (5-27) 又可写成

$$\begin{aligned} A^T P (L - A\hat{X}) &= 0 \\ A^T P A \hat{X} &= A^T P L \end{aligned} \quad (5-28)$$

由

可得出正规方程的解, 即参数的最小二乘解为

$$\hat{X} = (A^T P A)^{-1} A^T P L \quad (5-29)$$

令

$$C^* = A^* T A^* = A^T P A$$

则

$$\hat{X} = C^{*-1} A^T P L \quad (5-30)$$

这就是不等精度线性测量时, 线性测量参数的最小二乘法处理。因为

$$E(\hat{X}) = E(C^{*-1} A^T P L) = C^{*-1} A^T P E(L) = C^{*-1} A^T P A X = X$$

可见  $\hat{X}$  是  $X$  的无偏估计。

**例 5-2** 某测量过程有误差方程式及相应的标准差如下:

$$\begin{aligned} v_1 &= 6.44 - (x_1 + x_2) & \sigma_1 &= 0.06 \\ v_2 &= 8.60 - (x_1 + 2x_2) & \sigma_2 &= 0.06 \\ v_3 &= 10.81 - (x_1 + 3x_2) & \sigma_3 &= 0.08 \\ v_4 &= 13.22 - (x_1 + 4x_2) & \sigma_4 &= 0.08 \\ v_5 &= 15.27 - (x_1 + 5x_2) & \sigma_5 &= 0.08 \end{aligned}$$

试求  $x_1$ 、 $x_2$  的最小二乘法处理正规方程的解。

**解:** 首先确定各式的权, 由式 (2-42) 得

$$\begin{aligned}
 p_1:p_2:p_3:p_4:p_5 &= \frac{1}{\sigma_1^2}:\frac{1}{\sigma_2^2}:\frac{1}{\sigma_3^2}:\frac{1}{\sigma_4^2}:\frac{1}{\sigma_5^2} \\
 &= \frac{1}{0.06^2}:\frac{1}{0.06^2}:\frac{1}{0.08^2}:\frac{1}{0.08^2}:\frac{1}{0.08^2} \\
 &= 16:16:9:9:9
 \end{aligned}$$

取各式的权为

$$p_1 = 16, p_2 = 16, p_3 = 9, p_4 = 9, p_5 = 9$$

现用表格计算给出正规方程常数项和系数:

$i$	$a_{i1}$	$a_{i2}$	$p_i$	$p_i a_{i1}^2$	$p_i a_{i2}^2$	$p_i a_{i1} a_{i2}$	$l_i$	$p_i a_{i1} l_i$	$p_i a_{i2} l_i$
1	1	1	16	16	16	16	6.44	103.04	103.04
2	1	2	16	16	64	32	8.60	137.60	275.20
3	1	3	9	9	81	27	10.81	97.29	291.87
4	1	4	9	9	144	36	13.22	118.98	475.92
5	1	5	9	9	225	45	15.27	137.43	687.15
$\Sigma$				59	530	156		594.34	1833.18

可得正规方程

$$\begin{cases}
 59x_1 + 156x_2 = 594.34 \\
 156x_1 + 530x_2 = 1833.18
 \end{cases}$$

解得最小二乘法处理结果为

$$\begin{cases}
 x_1 \approx 4.186 \\
 x_2 \approx 2.227
 \end{cases}$$

### 三、非线性测量参数最小二乘法处理的正规方程

在一般情况下, 函数

$$y_i = f_i(x_1, x_2, \dots, x_t) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

为非线性函数, 测量的误差方程

$$\begin{cases}
 v_1 = l_1 - f_1(x_1, x_2, \dots, x_t) \\
 v_2 = l_2 - f_2(x_1, x_2, \dots, x_t) \\
 \vdots \\
 v_n = l_n - f_n(x_1, x_2, \dots, x_t)
 \end{cases} \quad (5-31)$$

是非线性方程组。一般来说, 直接由它建立正规方程并求解是困难的。

为了解决这类问题, 一般采取线性化的方法, 将非线性函数化为线性函数, 再按线性测量方程参数的情形进行处理。

为此, 取  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{t0}$  为待估计量  $x_1, x_2, \dots, x_t$  的近似值, 而估计量  $x_r$  则可表示为

$$\begin{cases}
 x_1 = x_{10} + \delta_1 \\
 x_2 = x_{20} + \delta_2 \\
 \vdots \\
 x_t = x_{t0} + \delta_t
 \end{cases} \quad (5-32)$$

式中,  $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_t$  分别为估计量与所取近似值的偏差。

因此, 只须求得偏差  $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_t$  即可由式 (5-32) 获得估计量  $x_1, x_2, \dots, x_t$ 。



现将函数在  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{t0}$  处展开, 取一次项, 则有

$$f_i(x_1, x_2, \dots, x_t) = f_i(x_{10}, x_{20}, \dots, x_{t0}) + \left(\frac{\partial f_i}{\partial x_1}\right)_0 \delta_1 + \left(\frac{\partial f_i}{\partial x_2}\right)_0 \delta_2 + \dots + \left(\frac{\partial f_i}{\partial x_t}\right)_0 \delta_t$$

$$(i = 1, 2, \dots, n) \quad (5-33)$$

式中,  $(\partial f_i / \partial x_r)_0$  为函数  $f_i$  对  $x_r$  的偏导数在  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{t0}$  处的值,  $r = 1, 2, \dots, t$ 。

将展开式 (5-33) 代入误差方程 (5-31), 并令

$$l'_i = l_i - f_i(x_{10}, x_{20}, \dots, x_{t0})$$

$$a_{i1} = \left(\frac{\partial f_i}{\partial x_1}\right)_0, a_{i2} = \left(\frac{\partial f_i}{\partial x_2}\right)_0, \dots, a_{it} = \left(\frac{\partial f_i}{\partial x_t}\right)_0$$

则误差方程 (5-31) 化成线性方程组

$$\left. \begin{aligned} v_1 &= l'_1 - (a_{11}\delta_1 + a_{12}\delta_2 + \dots + a_{1t}\delta_t) \\ v_2 &= l'_2 - (a_{21}\delta_1 + a_{22}\delta_2 + \dots + a_{2t}\delta_t) \\ &\vdots \\ v_n &= l'_n - (a_{n1}\delta_1 + a_{n2}\delta_2 + \dots + a_{nt}\delta_t) \end{aligned} \right\} \quad (5-34)$$

于是, 就可以按线性测量方程参数的情形列出正规方程并求解出  $\delta_r$  ( $r = 1, 2, \dots, t$ ), 进而可按式 (5-32) 求得相应的估计量  $x_r$  ( $r = 1, 2, \dots, t$ )。

应该指出, 为获得线性化的结果, 函数的展开式只取一次项而略去了二次以上的高次项, 严格地说, 由此给出的估计量是近似的。不过一般来说这已能满足实际的要求, 因为只要所取近似值  $x_{r0}$  的偏差  $\delta_r$  相对于所研究的问题而言足够小, 则二次项以上的高次项其值甚微, 可以忽略不计。因此, 在作线性化处理时, 估计量近似值的选取应有相应的精度要求。

为获得函数的展开式, 必须首先确定未知数的近似值, 其方法可以是:

(1) 直接测量 对未知量  $x_r$  直接进行测量, 所得结果即可作为其近似值。

(2) 通过部分方程式进行计算 从误差方程中选取最简单的  $t$  个方程式, 采用近似的求解方法, 如令  $v_i = 0$ , 于是可以得到一个  $t$  元齐次方程组, 由此解得  $x_{10}, x_{20}, \dots, x_{t0}$ , 即为未知数的近似值。至于到底选用哪种方法, 应视具体问题而定。

由以上讨论可见, 所有情况 (等精度与非等精度测量, 线性与非线性测量) 最后均可归结为等精度线性测量的情形。从而, 可按等精度线性测量的情形建立和解算正规方程。

#### 四、最小二乘原理与算术平均值原理的关系

为了确定一个量  $X$  的估计量  $x$ , 对它进行  $n$  次直接测量, 得到  $n$  个数据  $l_1, l_2, \dots, l_n$ , 相应的权分别为  $p_1, p_2, \dots, p_n$ , 则测量的误差方程为

$$\left. \begin{aligned} v_1 &= l_1 - x \\ v_2 &= l_2 - x \\ &\vdots \\ v_n &= l_n - x \end{aligned} \right\} \quad (5-35)$$

其最小二乘法处理的正规方程为

$$\left(\sum_{i=1}^n p_i a_i a_i\right) x = \sum_{i=1}^n p_i a_i l_i \quad (5-36)$$

由误差方程知  $a_i = 1$ , 因而有

$$\left(\sum_{i=1}^n p_i\right)x = \sum_{i=1}^n p_i l_i$$

可得最小二乘法处理的结果

$$x = \frac{\sum_{i=1}^n p_i l_i}{\sum_{i=1}^n p_i} = \frac{p_1 l_1 + p_2 l_2 + \cdots + p_n l_n}{p_1 + p_2 + \cdots + p_n} \quad (5-37)$$

这正是不等精度测量时加权算术平均值原理所给出的结果。

对于等精度测量有

$$p_1 = p_2 = \cdots = p_n = p$$

则由最小二乘法所确定的估计量为

$$x = \frac{p_1 l_1 + p_2 l_2 + \cdots + p_n l_n}{p_1 + p_2 + \cdots + p_n} = \frac{p(l_1 + l_2 + \cdots + l_n)}{np} = \frac{\sum_{i=1}^n l_i}{n} \quad (5-38)$$

此式与等精度测量时算术平均值原理给出的结果相同。

由此可见,最小二乘法原理与算术平均值原理是一致的,算术平均值原理可以看做是最小二乘法原理的特例。

### 第三节 精度估计

对测量数据最小二乘法处理的最终结果,不仅要给出待求量的最可信赖的估计量,而且还要确定其可信赖程度,即应给出所得估计量的精度。

#### 一、测量数据的精度估计

为了确定最小二乘估计量  $x_1, x_2, \cdots, x_t$  的精度,首先需要给出直接测量所得测量数据的精度。测量数据的精度也以标准差  $\sigma$  来表示。因为无法求得  $\sigma$  的真值,因而只能依据有限次的测量结果给出  $\sigma$  的估计值  $\hat{\sigma}$ , 所谓给出精度估计,实际上是求出估计值  $\hat{\sigma}$ 。

#### (一) 等精度测量数据的精度估计

设对包含  $t$  个未知量的  $n$  个线性测量参数方程组 (5-7) 进行  $n$  次独立的等精度测量, 获得了  $n$  个测量数据  $l_1, l_2, \cdots, l_n$ 。其相应的测量误差分别为  $\delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_n$ , 它们是互不相关的随机误差。因为一般情况下真误差  $\delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_n$  是未知的, 只能由残余误差  $v_1, v_2, \cdots, v_n$  给出  $\sigma^2$  的估计量。

可以证明  $\left(\sum_{i=1}^n v_i^2\right)/\sigma^2$  是自由度为  $(n-t)$  的  $\chi^2$  变量。根据  $\chi^2$  变量的性质, 有

$$E\left\{\frac{\sum_{i=1}^n v_i^2}{\sigma^2}\right\} = n - t \quad (5-39)$$

因而

$$E\left\{\frac{\sum_{i=1}^n v_i^2}{n}\right\} = \frac{n-t}{n}\sigma^2$$